

Edwan Fernandes Fioravante

Projeção de domicílios por modelo multi-estado e aplicação para previsão da frota de automóveis em Belo Horizonte

Belo Horizonte, MG
UFMG/Cedeplar
2009

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

Edwan Fernandes Fioravante

**Projeção de domicílios por modelo multi-estado e
aplicação para previsão da frota de automóveis em Belo
Horizonte**

Tese apresentada ao curso de Pós-graduação em Demografia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do Título de Doutor em Demografia.

Orientador: Prof^ª. Dr^ª. Moema Gonçalves Bueno Fígoli
Co-orientador: Prof. Dr. José Alberto Magno de Carvalho
Co-orientador: Prof. Dr. Bernardo Lanza Queiroz

Belo Horizonte, MG
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional
Faculdade de Ciências Econômicas - UFMG
2009

Folha de Aprovação

*Aos meus pais, à minha esposa Adriana,
minha filha Giovana e a essa incrível necessidade
de tornar a ser criança para aprender a ser
homem.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela proteção e por ter me iluminado. Nesse percurso, várias pessoas contribuíram para o meu desenvolvimento; algumas em momentos distintos, outras, em todos os momentos, mas todas foram importantes para que me sentisse confortável, no ambiente acadêmico.

O primeiro contato com o curso de Demografia foi possível graças às professoras Ignez e Paula, que me aceitaram como aluno de disciplina isolada. Sou grato à professora Ignez pelo ensino das técnicas de pesquisa, que se mostraram fundamentais para o desenvolvimento de estudos na área ambiental, e à professora Paula, que me transportou das técnicas quantitativas para as técnicas qualitativas.

Agradeço à professora Diana, que apresentou sugestões importantes para o projeto de capacitação em inspeção veicular, desenvolvido pela Fundação Estadual do Meio Ambiente, juntamente com a Prefeitura de Belo Horizonte e Universidade Federal de Minas Gerais; além de ensinar-me as técnicas de análise demográfica, juntamente com os professores José Alberto e Carla, que sempre foram atenciosos e ajudaram-me a transpor as etapas inerentes à vida acadêmica. Professora Carla, eu não esqueço suas explicações sobre as técnicas de análise demográfica, pois, elas contribuíram para o meu bom desempenho nas questões da prova oral, aplicada pela professora Diana. Entretanto, a principal lembrança refere-se ao incentivo para participar do processo de seleção do doutorado e, sobretudo, por ter me guiado, por todo este período. Ao professor José Alberto, eu devo um agradecimento especial; não somente por ter sido meu orientador acadêmico e de tese, mas, pelo próprio convívio, que fez com que me sentisse confiante e seguro, tanto na vida acadêmica, quanto na vida profissional.

Durante o curso, eu pude contar com a valiosa colaboração dos professores Laura, Alisson e Aloísio, que permitiram o desenvolvimento de estudos referentes à mobilidade de pessoas idosas, posse e manutenção de automóvel, como trabalhos de final de curso; além de terem contribuído com diversas sugestões. Foi no estudo sobre populações teóricas, juntamente com o professor José Alberto, que as componentes demográficas foram, finalmente, incorporadas ao tema da tese. Agradeço ao professor Roberto pelas inúmeras revisões do projeto para a disciplina Seminário de Tese e por ter estado sempre presente,

colaborando com informações e avaliações para o desenvolvimento da tese. Agradeço também ao professor David José Ahouagi pelo apoio e orientações iniciais.

À professora Moema, eu devo muito a concretização dessa tese, pois além de transmitir os conhecimentos sobre projeção, deu-me liberdade para expor minhas dúvidas mais básicas sobre demografia. Realmente, eu não poderia finalizar o curso, sem essa formação. Além do profissionalismo e conhecimento indiscutíveis, sou bastante grato à professora Moema, pela capacidade de transmitir tranquilidade nos momentos de crise e por ter acompanhando minhas inúmeras tentativas, junto ao computador do laboratório de pesquisa, quando os reveses quase não permitiram a concretização desse trabalho.

Ao professor Bernardo, que já colaborava com a avaliação dos dados referentes ao registro de óbitos, eu agradeço por ter aceitado a incumbência de ser meu co-orientador, mas, principalmente, pela disponibilidade em ensinar-me essas técnicas de avaliação, bem como pela indicação de várias referências bibliográficas, no intuito de ajudar-me na interpretação dos resultados encontrados.

Por inúmeras vezes, eu tive o apoio e a torcida das secretárias Lucília, Edna, Cátia, Diva e Fátima, bem como, da equipe da Biblioteca: Maria da Consolação, Marialice, Maria Célia e Mirtes; da equipe da Secretaria de Pós-graduação: Maria Cecília, Andréa, Cleusa e Sebastião, aos quais sou bastante grato e considero como amigos. Sou grato também a Adriana e Naiane do setor de reprografia e ao Luiz, Maurício, Jorge e Alexandre do setor de informática, que sempre foram ágeis, competentes e gentis; não só comigo, mas com todos que necessitam dos serviços desempenhados por eles. Eu contei também com o apoio dos meus colegas de trabalho: Álvaro, Antônio, Fábio, Fernanda, Flávio, Leonardo, Márcia, Míriam Regina, Rosa Laender e Rúbia, que acompanharam parte dessa trajetória.

Na vida profissional, eu tive a felicidade de conviver com três grandes especialistas, que se tornaram minhas amigas: Beverly Liu, Elisete e Isis Laponez. Muito obrigado, Elisete, por esse exemplo de dinamismo e de que há sempre uma solução; Beverly, por essa sabedoria oriental, que me mostrou que o mundo é muito mais amplo do que é possível vislumbrar em nossas atividades diárias; Isis, pela calma e otimismo ao aproveitar a vida.

Aos colegas da minha coorte: Cíntia, Clarissa Rodrigues, Denise, Elisângela, Geovane, Gilberto, Izabel, Juliana Mambrini, Júlio, Laécia, Luiza de Marilac, Mário Rodarte, Marisol, Mirela, Nelson, Rofília, agradeço a companhia de cada um, pois não é fácil

conciliar trabalho, família e estudos, como bem sabe minhas amigas Vanessa, Heloisa, Jacqueline e Sonaly! Agradeço também aos colegas das demais coortes que sempre foram cordiais: Alexandar, Antonio Gelson, Bessa, Cristina Rodrigues, Claudia Souza, Cláudia Koepfel, Eliana, Elisenda, Everton, Gilvan, Glauco, Harley, Juliana Riani, Helder, Laura Botega, Luciene Longo, Maira, Marília Cerqueira, Mauro, Marisa, Mírian Ribeiro, Pamila, Radoyka e Renata. Foi uma grata surpresa, ter conhecido, durante o curso, outros estatísticos: Lessio, Marcos Roberto, Marília e Vania, que restabeleceram meus vínculos com a estatística.

A vida seleciona alguns colegas para ser nosso porto seguro, estabelecendo uma amizade duradoura. Agradeço muito às minhas amigas inseparáveis Luiza de Marillac, que me orientou e se mostrou grande conselheira em diversos momentos, e Andréa Simão, sempre disposta a ajudar-me e entusiasmada com minhas conquistas.

Toda essa trajetória, só foi possível de percorrer com equilíbrio devido ao conforto e apoio recebido pela minha esposa Adriana, que transformou minha vida, tirando-me do mundo dos sonhos para o das realizações, e a Giovana, por ter resgatado valores da vida, que por muito tempo ficaram esquecidos. Agradeço também à minha tia-avó Inhazinha e às minhas irmãs: Ilka, Marilda e Maria José, que, talvez, conheçam mais de mim do que eu mesmo e sempre me apoiaram e lutaram por mim, e à família que me recebeu: Dona Florentina, Dona Georgina, Sr. Moacir, Lílian Carla e Denise. Deixo um grande abraço e um muito obrigado aos meus sobrinhos: Aline, Bruna, Fabiana, Flaviane, Francielle, Júlia, Luiz Henrique; aos meus cunhados e à minha professora de inglês Tereza Gimenez, que incorporei a minha família e que acompanhou toda essa trajetória. Fica a saudade dos meus pais, que se foram de forma prematura e a dois amigos, João Bastos, que me conferiu o título de doutor, há muito tempo atrás, e Pedro Catarino, pelas ótimas conversas e brincadeiras, em minha cidade natal.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ANFAVEA – Associação Nacional dos Fabricantes de Veículos Automotores

ANOVA – Analysis of Variance

CEDEPLAR – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional

DATASUS – Departamento de Informática do SUS

DENATRAN – Departamento Nacional de Trânsito

DETRAN/MG – Departamento de Trânsito de Minas Gerais

FEAM – Fundação Estadual do Meio Ambiente

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

ICMS – Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

IPI – Imposto sobre Produtos Industrializados

PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios

POF – Pesquisa de Orçamentos Familiares

RMBH – Região Metropolitana de Belo Horizonte

SUS – Sistema Único de Saúde

UFMG – Universidade Federal de Minas Gerais

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	1
2 ARRANJO DOMICILIAR E AUTOMÓVEL.....	7
2.1 Arranjo domiciliar	8
2.1.1 Arranjo domiciliar no Brasil.....	13
2.1.2 Projeção de arranjos domiciliares	17
2.2 Automóvel	20
2.2.1 Evolução da frota de automóveis no Brasil	21
2.2.2 Variáveis sócio-econômicas e a posse de automóvel	22
2.2.3 Frota de automóveis de Belo Horizonte	28
2.2.4 Projeção da frota de automóveis.....	32
3 METODOLOGIA.....	35
3.1 Modelo multi-estado para a projeção de domicílios	35
3.1.1 Transições na primeira metade do ano	41
3.1.2 Transições no meio do ano	42
3.1.3 Transições na segunda metade do ano	43
3.1.4 Pessoa de referência no domicílio	44
3.2 Probabilidades de transição do estado de parturição.....	46
3.3 Probabilidade de transição do estado composto marcador-conjugal	49
3.3.1 Probabilidade de deixar a casa dos pais para uma mulher de “x” anos de idade	51
3.3.2 Probabilidade de morte da mãe de uma mulher de “x” anos de idade	56
3.3.3 Probabilidade de transição do estado marcador condicionada às mudanças do estado conjugal	59
3.4 Probabilidade de transição do estado maternal	61

3.4.1 Proporção cumulativa dos filhos(as) permanecerem na casa dos pais com a condição de estarem vivos(as) e solteiros(as)	62
3.4.2 Proporção cumulativa dos filhos(as) permanecerem na casa dos pais com a condição de estarem vivos(as) e casados(as)	63
3.4.3 Proporção cumulativa incondicional de filhos(as) sobreviventes que vivem na casa dos pais	65
3.5 Projeção	66
3.6 Programa ProFamy	69
4 CONSTRUÇÃO DAS TAXAS E MEDIDAS PARA PROJEÇÃO DOS DOMICÍLIOS	71
4.1 Geração da população base de Belo Horizonte, em 1991	73
4.2 Geração da população base de Belo Horizonte, em 2000	76
4.3 Taxa de mortalidade.....	78
4.4 Taxa de transição da situação conjugal	82
4.4.1 Comparação da projeção de 1991 para 2000 com o Censo de 2000	91
4.5 Taxa de fecundidade por parturição e situação conjugal	95
4.6 Taxa líquida de deixar a casa dos pais	100
4.7 Distribuição etária dos migrantes líquidos	104
4.8 Medidas sumárias	105
4.8.1 Esperança de vida ao nascer	108
4.8.2 Taxa geral padronizada de união e dissolução	109
4.8.3 Taxa de fecundidade total por ordem de parturição	110
4.8.4 Idade média ao primeiro casamento e nascimento	111
4.8.5 Proporção de pessoas de 45 a 49 anos que não vivem com os pais e idade média ao deixar a casa dos pais	112
4.8.6 Proporção de pessoas vivendo em domicílios coletivos	113
4.8.7 Proporção de idosos vivendo com filhos	114

4.8.8 Número médio de outros parentes e não parentes	114
4.8.9 Razão de sexo ao nascer.....	114
4.8.10 Saldo migratório anual.....	115
4.9 Síntese das taxas e medidas sumárias	119
5 AVALIAÇÃO DO MODELO DE PROJEÇÃO MULTI-ESTADO PARA O ANO 2000	121
5.1 Projeção da população de Belo Horizonte, por sexo e grupo etário.....	121
5.2 Projeção da população de Belo Horizonte, por situação conjugal.....	126
5.3 Projeção dos domicílios de Belo Horizonte, segundo o total de residentes ..	129
6 PROJEÇÃO DA POPULAÇÃO E DOMICÍLIOS DE BELO HORIZONTE, PARA O ANO DE 2050.....	133
6.1 Definição das hipóteses relativas às componentes demográficas	133
6.1.1 Hipótese de mortalidade decrescente	134
6.1.2 Hipótese de taxa de fecundidade total constante, a partir de 2005.....	134
6.1.3 Hipótese de saldo migratório igual a zero, a partir de 2010	136
6.2 Resultados da projeção da população	137
6.2.1 Projeção da população por sexo e grupo etário quinquenal.....	137
6.2.2 Projeção da população por situação conjugal.....	141
6.3 Resultados da projeção dos domicílios	146
6.3.1 Distribuição dos domicílios em função das gerações que os compõem....	146
6.3.2 Distribuição dos domicílios em função do tamanho	150
6.3.2.1 Domicílios com uma pessoa.....	153
6.3.2.2 Domicílios com duas pessoas.....	155
6.3.2.3 Domicílios com três pessoas.....	157
6.3.2.4 Domicílios com quatro pessoas.....	158
6.3.2.5 Domicílios com cinco ou mais pessoas	159
6.3.3 Evolução do tamanho dos domicílios	160

6.4 Síntese dos resultados obtidos	163
7 APLICAÇÃO DO MODELO MULTI-ESTADO PARA A PROJEÇÃO DA FROTA DE AUTOMÓVEIS	165
7.1 Total de automóveis de Belo Horizonte em 2000	166
7.2 Frequência de automóveis em função da estrutura do domicílio	167
7.3 Projeção da frota de automóveis em função da estrutura do domicílio	170
7.4 Avaliação de consistência da projeção de automóveis até 2007	174
7.5 Avaliação do impacto ambiental devido o aumento do total de automóveis ..	176
8 CONCLUSÃO.....	180
BIBLIOGRAFIA	186
ANEXO.....	195

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

FIGURA 1: MODELO TEÓRICO DE DETERMINANTES DE COMPOSIÇÃO E ESTRUTURA DOMICILIAR.....	8
TABELA 1: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS DOMICÍLIOS EM FUNÇÃO DO NÚMERO DE AUTOMÓVEIS PARTICULARES, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000.....	30
GRÁFICO 1: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS CHEFES DE DOMICÍLIO POR GRUPO ETÁRIO, EM FUNÇÃO DAS CATEGORIAS DE POSSE DE AUTOMÓVEL, BELO HORIZONTE, 2000	30
FIGURA 2: TRANSIÇÕES DE ESTADO CONJUGAL	36
QUADRO 1: ESTADOS DEMOGRÁFICOS DE CADA INDIVÍDUO IDENTIFICADOS NO MODELO	38
QUADRO 2: ESTIMADORES DAS PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO DO ESTADOS COMPOSTOS MARCADOR-CONJUGAL, PARA AS PESSOAS COM ESTADO “NÃO MARCADOR”, À IDADE EXATA “X”	45
QUADRO 3: ESTIMADORES DAS PROBABILIDADES DE TRANSIÇÃO DO ESTADOS COMPOSTOS MARCADOR-CONJUGAL, PARA AS PESSOAS COM ESTADO MARCADOR, À IDADE EXATA “X”	46
FIGURA 3: PROCEDIMENTO PARA ESTIMAR O ESTADO COMPOSTO MARCADOR-CONJUGAL	50
FIGURA 4: PROCEDIMENTO PARA ESTIMAR A PROPORÇÃO CUMULATIVA DE PERMANECER NA CASA DOS PAIS (PCPCP).....	62
QUADRO 4: TIPOS E TAMANHOS DE DOMICÍLIOS FAMILIARES E TAMANHOS IDENTIFICADOS NO MODELO DE PROJEÇÃO MULTI-ESTADO	67
QUADRO 5: CORRESPONDÊNCIA ENTRE AS CATEGORIAS REFERENTES À RELAÇÃO COM A PESSOA DE REFERÊNCIA NO DOMICÍLIO APRESENTADAS NO CENSO DEMOGRÁFICO DE 1991 E AS CATEGORIAS UTILIZADAS PELO PROGRAMA PROFAMY	74

TABELA 2: DISTRIBUIÇÃO DAS PESSOAS DE 10 ANOS OU MAIS, POR ESTADO CIVIL E VIVÊNCIA EM COMPANHIA DE CÔNJUGE OU DE COMPANHEIRO(A), BELO HORIZONTE, 2000.....	77
GRÁFICO 2: PROBABILIDADE DE SOBREVIVÊNCIA, PARA BELO HORIZONTE, EM 1991.....	81
TABELA 3: NÚMERO DE MULHERES VIÚVAS E DIVORCIADAS QUE RECASAM E RESPECTIVA PROPORÇÃO DE DIVORCIADAS QUE RECASAM DENTRE AS MULHERES DIVORCIADAS E VIÚVAS, EM 2004 E 2005, E PROPORÇÃO MÉDIA, POR GRUPO ETÁRIO, DE ACORDO COM O REGISTRO CIVIL, BELO HORIZONTE.....	83
TABELA 4: NÚMERO DE HOMENS VIÚVOS E DIVORCIADOS QUE RECASAM E RESPECTIVA PROPORÇÃO DE DIVORCIADOS QUE RECASAM DENTRE OS HOMENS DIVORCIADOS E VIÚVOS, EM 2004 E 2005, E PROPORÇÃO MÉDIA, POR GRUPO ETÁRIO, DE ACORDO COM O REGISTRO CIVIL, BELO HORIZONTE.....	84
TABELA 5: TAXAS DECENAIS DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL, PARA A POPULAÇÃO FEMININA, BELO HORIZONTE, 1990 A 1991.....	86
TABELA 6: TAXAS DECENAIS DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL, PARA A POPULAÇÃO MASCULINA, BELO HORIZONTE, 1990 A 1991.....	87
GRÁFICO 3: TAXA DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL SOLTEIRA PARA CASADA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991.....	88
GRÁFICO 4: TAXA DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL CASADA PARA SEPARADA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991.....	88
GRÁFICO 5: TAXA DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL SEPARADA PARA CASADA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991.....	89
GRÁFICO 6: TAXA DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL VIÚVA PARA CASADA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991.....	89

GRÁFICO 7: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO OBSERVADA, NO CENSO DEMOGRÁFICO DE 2000, E POPULAÇÃO PROJETADA, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO, PARA A SITUAÇÃO CONJUGAL SOLTEIRA, BELO HORIZONTE, 2000	92
GRÁFICO 8: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO OBSERVADA, NO CENSO DEMOGRÁFICO DE 2000, E POPULAÇÃO PROJETADA, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO, PARA A SITUAÇÃO CONJUGAL CASADA, BELO HORIZONTE, 2000	92
GRÁFICO 9: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO OBSERVADA, NO CENSO DEMOGRÁFICO DE 2000, E POPULAÇÃO PROJETADA, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO, PARA A SITUAÇÃO CONJUGAL SEPARADA, BELO HORIZONTE, 2000.....	93
GRÁFICO 10: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO OBSERVADA, NO CENSO DEMOGRÁFICO DE 2000, E POPULAÇÃO PROJETADA, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO, PARA A SITUAÇÃO CONJUGAL VIÚVA, BELO HORIZONTE, 2000	93
GRÁFICO 11: TAXA CORRIGIDA DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL SOLTEIRA PARA CASADA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991	94
GRÁFICO 12: TAXA CORRIGIDA DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL CASADA PARA SEPARADA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991	95
TABELA 7: TAXAS DECENAIIS DE OCORRÊNCIA DE NASCIMENTO POR ORDEM DE NASCIMENTO, ENTRE 1990 E 1991, DAS MULHERES CASADAS, BELO HORIZONTE, 1991	97
TABELA 8: TAXAS DECENAIIS DE OCORRÊNCIA DE NASCIMENTO POR ORDEM DE NASCIMENTO, ENTRE 1990 E 1991, DAS MULHERES SEPARADAS, BELO HORIZONTE, 1991.....	97
TABELA 9: TAXAS DECENAIIS DE OCORRÊNCIA DE NASCIMENTO POR ORDEM DE NASCIMENTO, ENTRE 1990 E 1991, DAS MULHERES SOLTEIRAS, BELO HORIZONTE, 1991	98

TABELA 10: TAXAS DECENAIS DE OCORRÊNCIA DE NASCIMENTO POR ORDEM DE NASCIMENTO, ENTRE 1990 E 1991, DAS MULHERES VIÚVAS, BELO HORIZONTE, 1991	98
GRÁFICO 13: TAXA DE FECUNDIDADE POR ORDEM DE PARTURIÇÃO E SITUAÇÃO CONJUGAL DAS MULHERES, BELO HORIZONTE, 1991.....	100
TABELA 11: TAXAS DECENAIS DE PESSOAS QUE DEIXAM A CASA DOS PAIS ENTRE 2004 E 2005, REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE.....	102
GRÁFICO 14: TAXAS DE PESSOAS QUE DEIXAM A CASA DOS PAIS NA REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE, ENTRE 2004 E 2005.....	103
TABELA 12: TAXA DE FECUNDIDADE TOTAL POR ORDEM DE PARTURIÇÃO, PARA AS MULHERES DE 15 A 49 ANOS, BELO HORIZONTE, 1991, 1995 E 2000.....	111
TABELA 13: NÚMERO MÉDIO DE OUTROS PARENTES E NÃO PARENTES, EM FUNÇÃO DO NÚMERO DE MEMBROS DA FAMÍLIA, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000	114
GRÁFICO 15: TEMPO DE MORADIA DOS IMIGRANTES DE ÚLTIMA ETAPA, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000	116
TABELA 14: SALDO MIGRATÓRIO E TAXA LÍQUIDA DE MIGRAÇÃO, BOM BASE NA INFORMAÇÃO DE DATA-FIXA E ÚLTIMA ETAPA, POR SEXO, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000	119
TABELA 15: POPULAÇÃO E DISTRIBUIÇÃO ETÁRIA PROJETADA E OBSERVADA, RAZÃO DESSAS POPULAÇÕES, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO, BELO HORIZONTE, 1º. DE SETEMBRO DE 2000.....	122
TABELA 16: COMPARAÇÃO DOS TOTAIS POPULACIONAIS EM 1º. DE JULHO DE 1990 E 1º. DE JULHO DE 2000, ATRAVÉS DA RAZÃO ENTRE AS RESPECTIVAS COORTES, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO, BELO HORIZONTE	124

TABELA 17: COMPARAÇÃO DAS POPULAÇÕES PROJETADAS, PELOS MÉTODOS DAS COMPONENTES ¹ E MULTI-ESTADO ² , BELO HORIZONTE, 2000.....	125
GRÁFICO 16: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO PROJETADA E OBSERVADA, NO CENSO DEMOGRÁFICO DE 2000, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO, PARA A SITUAÇÃO CONJUGAL SOLTEIRA, BELO HORIZONTE, 2000, APÓS O REAJUSTE DAS TAXAS DE TRANSIÇÃO	127
GRÁFICO 17: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO PROJETADA E OBSERVADA, NO CENSO DEMOGRÁFICO DE 2000, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO, PARA A SITUAÇÃO CONJUGAL CASADA, BELO HORIZONTE, 2000, APÓS O REAJUSTE DAS TAXAS DE TRANSIÇÃO	127
GRÁFICO 18: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO PROJETADA E OBSERVADA, NO CENSO DEMOGRÁFICO DE 2000, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO, PARA A SITUAÇÃO CONJUGAL SEPARADA, BELO HORIZONTE, 2000, APÓS O REAJUSTE DAS TAXAS DE TRANSIÇÃO	128
GRÁFICO 19: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO PROJETADA E OBSERVADA, NO CENSO DEMOGRÁFICO DE 2000, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO, PARA A SITUAÇÃO CONJUGAL VIÚVA, BELO HORIZONTE, 2000, APÓS O REAJUSTE DAS TAXAS DE TRANSIÇÃO	128
TABELA 18: TOTAL DE DOMICÍLIOS PARTICULARES, SEGUNDO O CENSO DEMOGRÁFICO DE 2000, E PROJETADOS PELO MODELO MULTI-ESTADO, BELO HORIZONTE, 2000.....	130
TABELA 19: ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER ESTIMADAS, POR SEXO, BELO HORIZONTE, 2005 A 2050	135
GRÁFICO 20: POPULAÇÃO PROJETADA PARA BELO HORIZONTE, EM FUNÇÃO DA TAXA LÍQUIDA DE MIGRAÇÃO ANUAL (NULA E CONSTANTE), ENTRE 2005 E 2050	136

TABELA 20: POPULAÇÃO PROJETADA, POR SEXO, UTILIZANDO O MODELO DEMOGRÁFICO MULTI-ESTADO, BELO HORIZONTE, 2000 A 2050.....	138
GRÁFICO 21: PIRÂMIDE DA POPULAÇÃO PROJETADA PARA BELO HORIZONTE, 2000 A 2050.....	139
GRÁFICO 22: PIRÂMIDE CONJUGAL DA POPULAÇÃO PROJETADA, BELO HORIZONTE, 2000 A 2050.....	143
GRÁFICO 23: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS DOMICÍLIOS, EM FUNÇÃO DO NÚMERO DE GERAÇÕES QUE OS COMPÕEM, BELO HORIZONTE, 2000 A 2050.....	147
TABELA 21: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS DOMICÍLIOS, POR NÚMERO DE GERAÇÕES E ARRANJOS DOMICILIARES, BELO HORIZONTE, 2000 A 2050.....	148
GRÁFICO 24: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS DOMICÍLIOS, EM FUNÇÃO DO TAMANHO, BELO HORIZONTE, 2000 A 2050.....	151
GRÁFICO 25: PORCENTAGEM PESSOAS COM SITUAÇÃO CONJUGAL SOLTEIRA, POR GRUPO ETÁRIO, QUE VIVIAM SOZINHAS, BELO HORIZONTE, 2000.....	153
GRÁFICO 26: PIRÂMIDE DA SITUAÇÃO CONJUGAL SOLTEIRA, BELO HORIZONTE, 2000 E 2050.....	154
GRÁFICO 27: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DOS DOMICÍLIOS, EM FUNÇÃO DO TAMANHO E DO GRUPO ETÁRIO DA PESSOA DE REFERÊNCIA, BELO HORIZONTE, 2000 A 2050.....	161
GRÁFICO 28: FREQUÊNCIA DE DOMICÍLIOS QUE POSSUEM AUTOMÓVEL, POR GRUPO ETÁRIO DA PESSOA DE REFERÊNCIA E TAMANHO DO DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 1º. DE SETEMBRO DE 2000.....	168
TABELA 22: TOTAL DE AUTOMÓVEIS PROJETADOS EM FUNÇÃO DO TOTAL DE DOMICÍLIOS, IDADE DA PESSOA DE REFERÊNCIA, TAMANHO DO DOMICÍLIO, IDADE DA PESSOA DE REFERÊNCIA VERSUS TAMANHO DO DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 2005 A 2050....	171

GRÁFICO 29: PROJEÇÕES DE AUTOMÓVEIS, EM FUNÇÃO DO TOTAL DE DOMICÍLIOS, DA IDADE DA PESSOA DE REFERÊNCIA DO DOMICÍLIO, DO TAMANHO DO DOMICÍLIO, DA IDADE DA PESSOA DE REFERÊNCIA VERSUS TAMANHO DO DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 2000 A 2050.....	172
TABELA 23: TOTAL OBSERVADO DE AUTOMÓVEIS E TOTAL PROJETADO, COM BASE NA IDADE DA PESSOA DE REFERÊNCIA E TAMANHO DO DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 2001 A 2007	174
TABELA A 1: SOBREVIVÊNCIA FEMININA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991	196
TABELA A 2: SOBREVIVÊNCIA MASCULINA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991	199
TABELA A 3: SOBREVIVÊNCIA FEMININA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 2000.....	202
TABELA A 4: SOBREVIVÊNCIA MASCULINA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 2000	205
TABELA A 5: PROBABILIDADE DE SOBREVIVÊNCIA, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000.....	208
TABELA A 6: TAXA DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL FEMININA, BELO HORIZONTE, 1991	210
TABELA A 7: TAXA CORRIGIDA DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL FEMININA, BELO HORIZONTE, 1991	212
TABELA A 8: TAXA DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL MASCULINA, BELO HORIZONTE, 1991.....	214
TABELA A 9: TAXA CORRIGIDA DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL MASCULINA, BELO HORIZONTE, 1991	216
TABELA A 10: TAXA DE TRANSIÇÃO DE PARTURIÇÃO DAS MULHERES COM SITUAÇÃO CONJUGAL CASADA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991	218

TABELA A 11: TAXA DE TRANSIÇÃO DE PARTURIÇÃO DAS MULHERES COM SITUAÇÃO CONJUGAL SOLTEIRA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991	219
TABELA A 12: TAXA DE TRANSIÇÃO DE PARTURIÇÃO DAS MULHERES COM SITUAÇÃO CONJUGAL VIÚVA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991	220
TABELA A 13: TAXA DE TRANSIÇÃO DE PARTURIÇÃO DAS MULHERES COM SITUAÇÃO CONJUGAL SEPARADA, POR IDADE SIMPLES, BELO HORIZONTE, 1991	221
TABELA A 14: TAXA DE DEIXAR A CASA DOS PAIS, REGIÃO METROPOLITANA DE BELO HORIZONTE, ENTRE 2004 E 2005	222
TABELA A 15: DISTRIBUIÇÃO ETÁRIA DO SALDO MIGRATÓRIO DOS MIGRANTES DATA-FIXA, POR SEXO, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000	223
TABELA A 16: ESPERANÇA DE VIDA AO NASCER, POR SEXO, BELO HORIZONTE, 1991 A 2050.....	225
TABELA A 17: TAXA GERAL DE CASAMENTO OU UNIÃO E TAXA GERAL DE DIVÓRCIO OU SEPARAÇÃO, ANTES E APÓS A CORREÇÃO DAS TAXAS DE TRANSIÇÃO DA SITUAÇÃO CONJUGAL, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000.....	226
TABELA A 18: TAXA DE FECUNDIDADE TOTAL POR ORDEM DE PARTURIÇÃO, BELO HORIZONTE, 1991 A 2050.....	227
TABELA A 19: IDADE MÉDIA AO PRIMEIRO CASAMENTO OU UNIÃO E NASCIMENTO, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000	228
TABELA A 20: PROPORÇÃO (NA IDADE DE 45 A 49 ANOS) DE PESSOAS QUE NÃO VIVEM COM OS PAIS E IDADE MÉDIA AO SAIR DE CASA, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000	228
TABELA A 21: PROPORÇÃO DE PESSOAS QUE VIVEM EM INSTITUIÇÕES (DOMICÍLIOS COLETIVOS), BELO HORIZONTE, 1991 E 2000.....	229

TABELA A 22: PROPORÇÃO DE IDOSOS QUE VIVEM COM OS FILHOS, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000	231
TABELA A 23: NÚMERO MÉDIO DE OUTROS PARENTES E NÃO PARENTES, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000	231
TABELA A 24: RAZÃO DE SEXO AO NASCER, POR ANO, BELO HORIZONTE, 1991 A 2050.....	232
TABELA A 25: NÚMERO LÍQUIDO DE MIGRANTES, BELO HORIZONTE, 1991 A 2005.....	232
TABELA A 26: POPULAÇÃO OBSERVADA, POR IDADE SIMPLES E SEXO, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000	233
TABELA A 27: POPULAÇÃO QUE VIVE EM INSTITUIÇÃO (DOMICÍLIO COLETIVO), POR GRUPO ETÁRIO E SEXO, BELO HORIZONTE, 1991 E 2000.....	235
TABELA A 28: NÚMERO DE DOMICÍLIOS INDIVIDUAIS E COLETIVOS EM BELO HORIZONTE, POR TAMANHO, EM 1991 E 2000	236
TABELA A 29: FATORES MULTIPLICATIVOS PARA AJUSTE DAS TAXAS DE TRANSIÇÃO CONJUGAL DA SITUAÇÃO CONJUGAL DE SOLTEIRA PARA CASADA E DA SITUAÇÃO CONJUGAL CASADA PARA SEPARADA, BELO HORIZONTE, 1991 A 2000	237
TABELA A 30: TAXA LÍQUIDA DE MIGRAÇÃO, POR GRUPO ETÁRIO QÜINQÜENAL, BELO HORIZONTE, 1986 A 1991 E 1995 A 2000	238
TABELA A 31: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO FEMININA, PROJETADA E OBSERVADA, POR SITUAÇÃO CONJUGAL, BELO HORIZONTE, 2000	239
TABELA A 32: DISTRIBUIÇÃO PERCENTUAL DA POPULAÇÃO MASCULINA, PROJETADA E OBSERVADA, POR SITUAÇÃO CONJUGAL, BELO HORIZONTE, 2000	240
TABELA A 33: PORCENTAGEM DE PESSOAS DO SEXO FEMININO, POR GRUPO ETÁRIO QÜINQÜENAL E SITUAÇÃO CONJUGAL, BELO HORIZONTE, 2000 E 2050.....	241

TABELA A 34: PORCENTAGEM DE PESSOAS DO SEXO MASCULINO, POR GRUPO ETÁRIO QÜINQÜENAL E SITUAÇÃO CONJUGAL, BELO HORIZONTE, 2000 E 2050.....	242
TABELA A 35: FREQUÊNCIA DE DOMICÍLIOS QUE POSSUEM AUTOMÓVEIS, POR GRUPO ETÁRIO E SEXO DO RESPONSÁVEL PELO DOMICÍLIO E NÚMERO DE AUTOMÓVEIS POR DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 1º. DE SETEMBRO DE 2000	243
TABELA A 36: PROPORÇÃO DE DOMICÍLIOS QUE POSSUEM UM AUTOMÓVEL, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO DA PESSOA DE REFERÊNCIA DO DOMICÍLIO E DO TAMANHO DO DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 1º. DE SETEMBRO DE 2000.....	244
TABELA A 37: PROPORÇÃO DE DOMICÍLIOS QUE POSSUEM DOIS AUTOMÓVEIS, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO DA PESSOA DE REFERÊNCIA DO DOMICÍLIO E DO TAMANHO DO DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 1º. DE SETEMBRO DE 2000.....	245
TABELA A 38: PROPORÇÃO DE DOMICÍLIOS QUE POSSUEM TRÊS OU MAIS AUTOMÓVEIS, POR SEXO E GRUPO ETÁRIO DA PESSOA DE REFERÊNCIA DO DOMICÍLIO E DO TAMANHO DO DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 1º. DE SETEMBRO DE 2000.....	246
TABELA A 39: FREQUÊNCIA DE DOMICÍLIOS QUE POSSUEM UM AUTOMÓVEL, POR GRUPO ETÁRIO DA PESSOA DE REFERÊNCIA DO DOMICÍLIO E TAMANHO DO DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 1º. DE SETEMBRO DE 2000	247
TABELA A 40: FREQUÊNCIA DE DOMICÍLIOS QUE POSSUEM DOIS AUTOMÓVEIS, POR GRUPO ETÁRIO DA PESSOA DE REFERÊNCIA DO DOMICÍLIO E TAMANHO DO DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 1º. DE SETEMBRO DE 2000	248
TABELA A 41: FREQUÊNCIA DE DOMICÍLIOS QUE POSSUEM TRÊS OU MAIS AUTOMÓVEIS, POR GRUPO ETÁRIO DA PESSOA DE REFERÊNCIA DO DOMICÍLIO E TAMANHO DO DOMICÍLIO, BELO HORIZONTE, 1º. DE SETEMBRO DE 2000.....	249

TABELA A 42: TOTAL DE AUTOMÓVEIS REGISTRADOS PELO DEPARTAMENTO DE TRÂNSITO DE MINAS GERAIS, POR ANO DE FABRICAÇÃO E TIPO DE COMBUSTÍVEL, EM BELO HORIZONTE, 2000	250
TABELA A 43: TOTAL DE AUTOMÓVEIS REGISTRADOS PELO DEPARTAMENTO DE TRÂNSITO DE MINAS GERAIS, POR ANO DE FABRICAÇÃO E TIPO DE COMBUSTÍVEL, EM BELO HORIZONTE, 2007	251
TABELA A 44: FATOR DE EMISSÃO DE POLUENTES POR AUTOMÓVEIS NOVOS, POR TIPO DE COMBUSTÍVEL E POR ANO DE FABRICAÇÃO DO AUTOMÓVEL, BRASIL	252
TABELA A 45: QUILOMETRAGEM ANUAL PERCORRIDA PELOS AUTOMÓVEIS E FATOR DE DETERIORAÇÃO DESSES AUTOMÓVEIS, QUANTO A EMISSÃO DE MONÓXIDO DE CARBONO E DE HIDROCARBONETOS, EM FUNÇÃO DA IDADE DO AUTOMÓVEL, BELO HORIZONTE, 2005	253

RESUMO

O domicílio está sob influência das transformações que ocorrem na população e que podem estar associadas às mudanças de valores culturais e econômicos referentes à vida familiar, bem como às componentes demográficas: fecundidade, mortalidade e migração. Segundo Hammel (1984), ainda que uma regra cultural seja estritamente seguida, variações nas taxas demográficas induzirão variabilidade na formação dos domicílios.

Tendo em vista as mudanças demográficas que vêm ocorrendo, este trabalho teve o objetivo de projetar o número e composição futura dos domicílios de Belo Horizonte, quanto ao número de pessoas residentes e quanto à idade e situação conjugal da pessoa de referência. Para a realização dessas projeções, foi utilizado o modelo multi-estado, desenvolvido por Yi (1991), que considera a interdependência entre os eventos demográficos, pois examina a dinâmica familiar e os processos demográficos, que ocorrem dentro do contexto familiar. Para sua implementação, foi necessário estimar, dentre diversas taxas, aquelas referentes à transição conjugal e a saída dos filhos da casa dos pais, com base nos dados do Censo Demográfico de 1991 e 2000 e das PNAD's de 2004 e 2005.

Entre 2000 e 2050, sob as hipóteses de taxas declinantes de mortalidade, taxa de fecundidade total igual a 1,49 filhos por mulher e saldo migratório nulo após 2010, a população projetada apresentou um crescimento de 3,1%; enquanto que, o número de domicílios aumentou 37,8%. Em 2050, haverá uma grande proporção de pessoas casadas acima de 65 anos, dado, provavelmente, à queda de mortalidade projetada, que estar fazendo com que os casais permaneçam juntos, por mais tempo. Entre 2000 e 2050, haverá um crescimento da proporção dos domicílios de tamanho um (de 10,9% para 20,7%) e de tamanho dois (de 16,2% para 34,2%); enquanto que, a proporção daqueles de tamanho três manter-se-á, praticamente, constante (23%) e decrescente para os domicílios maiores.

Para avaliar a influência da mudança da composição dos domicílios, utilizou-se o padrão de posse de automóvel observado em 2000. A frota projetada apresentou-se crescente até 2035, alcançando 743.214 automóveis. Em 2007, a frota observada já correspondia a 730.468 automóveis, indicando o efeito adicional de outras variáveis, dentre elas, as variáveis econômicas.

Palavras-chave: projeção de domicílios, método ProFamy, automóvel.

ABSTRACT

The household is influenced by transformations that occur in the population and can be related to economical and cultural values of society referring to familial life and also to demographic components: fertility, mortality and migration. According to Hammel (1984), even a cultural rule has been strictly followed, variations of the demographic taxes will contribute to the variability in the household formation.

Due to demographic changes that have been occurred, this thesis had the objective of projecting the number and composition of households of Belo Horizonte by household size and marital status and age of reference person. It was used a multidimensional model developed by Yi (1991) that considers the interdependence between demographic events, because it analyzes the familial dynamic and the demographic processes that occur into the familial context. The data of demographic census of 1991 and 2000 and of PNAD's of 2004 and 2005 were used to estimate, among numbers of rates, those related to the rates of marital transitions and the event of leaving parental home.

Between 2000 and 2050, considering the hypotheses that the mortality will reduce, the total fertility rate will maintain 1,49 children by woman and the number of net-migrants will be equal zero after 2010, the population will rise 3,1%; while the number of households will rise 37,8%. In 2050, Belo Horizonte will have a big proportion of married people, aged 65 or older, probably due to the lower mortality rates that can be contributing to the old couples to live together for a long time. From 2000 until 2050, the number of households of size one will rise from 10,9% to 20,7% and the households of size two from 16,2% to 34,2%; while the proportion of households of size three will be remained practically constant (23%); and decreasing the proportion concerning the biggest households.

To evaluate the influence of the change of the household composition, the standard of automobile ownership observed in 2000 was used. The forecasted fleet of Belo Horizonte will rise until 2035, reaching 743.214 automobiles. In 2007, the observed fleet already corresponded to 730.468 automobiles, indicating the additional effect of others variables, for example, the economical ones.

Keywords: household projection, ProFamy method, automobile.

1 INTRODUÇÃO

A formação do domicílio, sob a perspectiva antropológica, baseia-se na atuação das normas culturais para que um conjunto de pessoas co-habitem o mesmo espaço; constituindo-se numa importante unidade social para análise dentro de cada sociedade, bem como entre as sociedades (Hammel, 1984). Pode-se dizer, assim, que a formação e composição de domicílios estão claramente relacionadas a muitos aspectos de funcionamento geral de uma sociedade (Hajnal, 1983, p. 72). De acordo com Becker (1994, p. 349), muito das funções da família nas sociedades tradicionais passaram a ser executadas, mais efetivamente, pelo mercado e outras organizações das sociedades modernas, tais como, as escolas e companhias de seguro.

Para Kuznets (1978), o papel do domicílio e da família residencial é central na análise econômica, porque essas unidades são usualmente os locais de decisões conjuntas referentes ao consumo, produção, participação na força de trabalho, obtenção de reservas econômicas e formação de capital. Nessa perspectiva, o domicílio pode ser visto tanto como uma unidade de consumo de energia, água, alimentos e demais produtos, quanto uma unidade de geração de resíduos. Apenas como exemplo, O'Neill & Chen (2002) observaram que mudanças no tamanho do domicílio, idade e composição têm influenciado, na demanda por energia, nos Estados Unidos, ao longo das últimas décadas.

Conforme ressaltado por Stockmayer (2004), diferentes estruturas domiciliares implicam em diferentes tamanhos de domicílios; sendo que, o fato de haver poucas pessoas por domicílio implica um aumento no número de unidades domiciliares, que, por sua vez, dependendo de como são construídas, podem produzir grandes impactos no ambiente – elas requerem mais terrenos, mais materiais de construção, e mais infra-estrutura para as novas vizinhanças. Portanto, as taxas declinantes da população não podem, a princípio, ser consideradas tranquilizadoras, tendo em vista que é necessário considerar também a mudança nos padrões de consumo, uma vez que a taxa de crescimento dos domicílios tem sido maior que a taxa de crescimento da população (Hogan, 2005). Conforme apresentado por Rydlewski (2007), os brasileiros substituem seus bens de consumo em intervalos de tempo cada vez menores. O telefone celular que, há uma década, era trocado a cada três

anos, passou a ser trocado a cada ano; enquanto que, o computador, que era trocado a cada cinco anos, passou a ser trocado a cada dois anos. Surpreendentemente, o automóvel que, há uma década atrás, era trocado a cada oito anos, passou a ser trocado a cada quatro anos.

O domicílio, por ser um local destinado à habitação de uma ou mais pessoas, está sob influência das transformações que ocorrem na população, que podem estar associadas a mudanças de valores culturais e econômicos da sociedade referentes à vida familiar, tais como a co-residência de parentes, o poder aquisitivo dos membros do domicílio e os custos de habitação, bem como às componentes demográficas: fecundidade, mortalidade e migração. Portanto, o domicílio pode também ser analisado sob a perspectiva demográfica, ou seja, sob a perspectiva do ciclo de vida familiar, acompanhando, assim, os nascimentos, os eventos comuns à fase adulta e as ocorrências de óbitos dentre as pessoas que constituem cada domicílio.

Os fatores demográficos, conforme apresentado por Vos & Palloni (1989), constituem-se nos determinantes para as regras de formação e dissolução de domicílios, bem como, para a disponibilidade de parentes, que possam co-residir nesses domicílios. Segundo Hammel (1984, p. 32), ainda que uma regra cultural de formação de domicílio seja estritamente seguida, variações nas taxas demográficas induzirão variabilidade na formação dos domicílios. Por exemplo, a fecundidade determina não só o nível de reprodução da sociedade, mas também a distribuição dos filhos e apontam para o impacto desse comportamento sobre o número médio de irmãos, com o qual a criança terá oportunidade de compartilhar (Cavenaghi & Goldani, 1993).

O Brasil tem apresentado um rápido e generalizado declínio da fecundidade; o número médio de filhos nascidos vivos tidos por uma mulher, ao final do período reprodutivo, reduziu de 6,2 filhos, em 1940, para 2,4 filhos, em 2000 (Simões, 2006). Ao mesmo tempo, a esperança de vida, que era de pouco menos de 60 anos, em 1950, aumentou em quase dez anos, nos últimos 50 anos (Saad, 2006).

Assim, a queda da fecundidade contribui para queda do tamanho médio do domicílio, por reduzir a proporção de domicílios constituídos por várias pessoas; ao passo que a queda da mortalidade aumenta a proporção de domicílios menores, por aumentar o tempo que os casais sobrevivem, após ter criado os filhos (Kobrin, 1976, p. 127). Esse tempo está também sob influência da duração dos casamentos ou uniões. Bongaarts (2001, p. 263)

observou que o tamanho do domicílio está positivamente associado com o nível de fecundidade e idade média ao casar, e inversamente associado com nível de separação.

Segundo Alves & Cavenaghi (2005), o número de domicílios brasileiros tem crescido acima do ritmo de crescimento da população, havendo um aumento do percentual de pessoas morando sozinhas e de co-habitação, tanto familiar (parentes), quanto não-familiar (não parentes). Entre 1978 e 1998, houve um aumento de cerca de 86% no número absoluto de todos os tipos de arranjo domiciliar, apesar da população ter crescido pouco menos que 44% (Medeiros & Osório, 2002).

Tendo em vista a importância dos domicílios, seja no funcionamento da sociedade, na economia, no meio-ambiente, dentre outras áreas, as mudanças demográficas, que vem ocorrendo, e o respectivo impacto no tamanho e composição domiciliar, o objetivo deste trabalho é projetar os domicílios, considerando, somente, as alterações futuras das componentes demográficas.

Diante do exposto, para avaliar esse crescimento dos domicílios é recomendável utilizar um método de projeção que apresente algumas características dos domicílios, além do total de domicílios. Para projeções demográficas de domicílios, o método clássico de taxa de chefia, recomendado pelas Nações Unidas (United Nations, 1973, p. 15), tem, como principal limitação, o fato de que ele não está relacionado às taxas demográficas, além de que, ele permite a projeção de apenas poucos tipos de domicílios, sem o tamanho dos mesmos, e não lida com outros membros do domicílio, além do chefe (Yi *et al*, [200-b], p. 13).

Portanto, além de incorporar as características do domicílio, é desejável que o modelo de projeção permita observar os efeitos das variações das taxas demográficas na mudança domiciliar, baseando-se nos relacionamentos entre os membros da família, dentre eles, os relacionamentos conjugais. Preston (1987) obteve estimativas da duração e proporções em vários estados conjugais, que são importantes para estrutura domiciliar, baseando-se em modelo de população estável, com vários estados, ou seja, multi-estado. A abordagem multi-estado, desenvolvida por Yi (1991) e que será utilizada nesse trabalho, considera a interdependência entre os eventos demográficos, uma vez que ela examina a dinâmica familiar e os processos demográficos, que ocorrem dentro do contexto familiar: fecundidade, nupcialidade, mortalidade, deixar a casa dos pais. Dessa maneira, os

processos demográficos resultam em eventos demográficos, que por sua vez, fazem com que pessoas possam mover de um estado familiar para outro. Nessa abordagem, diferentes estados familiares são considerados, cada qual exibindo um tipo distinto de comportamento demográfico. Para a projeção de domicílios, o modelo apresenta, como resultado, a distribuição dos mesmos por tamanho e pelas gerações que os compõem, bem como pela distribuição etária da pessoa de referência e pelo número de pessoas que residem no mesmo domicílio.

Esses resultados permitem avaliar a influência das taxas de fecundidade, mortalidade e nupcialidade na formação das pirâmides populacionais, por grupo etário e, especialmente, por situação conjugal. Além disso, é possível acompanhar a evolução dos domicílios tanto em relação ao tamanho dos mesmos, quanto à composição, permitindo identificar além do grupo etário da pessoa de referência do domicílio, a situação conjugal e o número de pessoas que co-residem com ela.

Para realizar essa projeção, foi escolhido o município de Belo Horizonte, por acreditar-se que a vivência no mesmo contribua tanto para formulação de hipóteses, quanto para avaliação dos resultados obtidos. Outra razão para escolha de Belo Horizonte refere-se a escolha do método de projeção multi-estado ProFamy, desenvolvido por Yi (1991), que por ser um método mais recente, era preferível a escolha de uma área de estudo que facilitasse a interpretação da dinâmica desse método e a aplicação dos resultados.

Considerando que os automóveis têm impacto significativo na emissão de poluentes nas regiões metropolitanas (Companhia de Tecnologia de Saneamento Ambiental, 2008, p. 193), esse trabalho apresenta também, a título de aplicação, uma projeção do número de automóveis para Belo Horizonte. Para essa projeção, foi utilizada a projeção de domicílios realizada para Belo Horizonte, até 2050, permitindo, assim, analisar o efeito da mudança domiciliar na frota de automóveis, em virtude, puramente, das mudanças demográficas.

O município de Belo Horizonte possui a maior frota de automóveis no estado de Minas Gerais, cujo nível de emissão dos poluentes monóxido de carbono e hidrocarbonetos, foi avaliado por ano de fabricação de automóveis leves, movidos a álcool e/ou gasolina (Fundação Estadual do Meio Ambiente, 2005). Atualmente, esse município constitui-se na única referência nacional sobre os fatores de deterioração dos automóveis leves movidos a álcool e/ou gasolina (Dutra, 2007). Esse fator de deterioração representa a quantidade de

poluentes que o automóvel passa a emitir, após sair de fábrica, em função da idade do automóvel e da quilometragem percorrida anualmente pelo mesmo. Até então, no Brasil, eram utilizados os fatores calculados para a frota de automóveis dos Estados Unidos, cujos automóveis podem estar sujeitos a condições de operação e manutenção diferentes dos automóveis brasileiros, conforme apontado por Fioravante *et al* (2006).

Alguns estudos relacionam informações sobre automóvel com características do proprietário ou do responsável pelo domicílio. Fioravante, Souza & Dutra (2006) observaram uma associação dos resultados da inspeção veicular, que foi realizada nos automóveis de Belo Horizonte, com os perfis dos proprietários desses automóveis. Ao analisar o uso do automóvel, na Áustria, Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2004) concluíram que idade da pessoa de referência do domicílio e tamanho do domicílio são variáveis importantes para a projeção do uso do automóvel. Pfeiffer & Strambi (2005) observaram que a posse de automóvel na Região Metropolitana de São Paulo apresentava-se associada com o tamanho e a composição da família, além das características do chefe. Resultados semelhantes foram obtidos por Fioravante (2008) ao avaliar a posse de automóveis por domicílio de Belo Horizonte, com base no Censo Demográfico de 2000.

O próximo capítulo apresenta as referências bibliográficas sobre evolução dos domicílios, que foram importantes para avaliação das projeções dos domicílios de Belo Horizonte, bem como para a escolha da metodologia empregada. Esse segundo capítulo também apresenta um resumo sobre a história do automóvel no Brasil e os principais estudos que avaliam a associação entre variáveis demográficas e posse de automóvel.

No terceiro capítulo, a metodologia para a projeção de domicílios, que foi desenvolvida por Yi (1991), é apresentada com mais detalhes, indicando as principais entradas do modelo e as fontes de dados, que foram utilizadas para obtenção dessas entradas e que se basearam, principalmente, nos Censos Demográfico de 1991 e 2000. Através desse modelo, os múltiplos estados que possam caracterizar a pessoa de referência do domicílio serviram para definir a composição domiciliar, ao longo do período de projeção, que por sua vez, serviu para projetar a frota de automóveis.

O capítulo quatro apresenta o processo de cálculo para obtenção das entradas do modelo multi-estado destinado à projeção dos domicílios, primeiramente, para o período de 1991 a 2000 e, após a calibração do modelo, para o período de 2000 a 2050. O capítulo cinco

apresenta esse processo de calibração, que se baseou na comparação das projeções com os valores observados no Censo Demográfico de 2000.

No capítulo seis, as projeções populacionais, por idade, sexo e situação conjugal, e as projeções dos domicílios são avaliadas, tendo como diretrizes, as referências sobre a evolução dos domicílios, apresentada no capítulo dois. Essas projeções referentes à composição domiciliar, especificamente por idade da pessoa de referência e tamanho do domicílio, foram utilizadas para projetar a frota de automóveis de Belo Horizonte, entre 2000 e 2050, que está apresentada no capítulo sete. Esse capítulo apresenta também uma estimativa do potencial de impacto ambiental, quanto à emissão de monóxido de carbono e hidrocarbonetos, devido ao crescimento observado da frota entre 2000 e 2007.

O último capítulo apresenta uma avaliação geral dos resultados obtidos, que superaram as expectativas iniciais desse trabalho, quando a metodologia parecia muito mais ampla do que as informações, até, então, conhecidas.

2 ARRANJO DOMICILIAR E AUTOMÓVEL

Nesse trabalho, o domicílio será analisado em função do ciclo de vida das pessoas que o constitui, acompanhando, assim, o nascimento de novos membros, as transições entre os estados conjugais dessas pessoas, bem como a convivência entre elas, até que, cada pessoa, transite para o estado final, que corresponde ao óbito. Portanto, esse capítulo faz algumas referências a estudos, cujos autores explicam a evolução dos domicílios, baseando-se, principalmente, nas taxas de fecundidade e mortalidade, que acabam por produzir um efeito nas taxas de transição conjugal, na convivência de pais e filhos no mesmo domicílio, bem como na disponibilidade de parentes para co-residência. Segundo Bongaarts (2001), a complexidade do domicílio refere-se, usualmente, ao grau de membros não nucleares no domicílio, sendo que um domicílio nuclear simples é constituído apenas pelos pais e respectivos filhos, ou seja, sem nenhum outro parente do chefe do domicílio ou não parentes. Essas referências serviram como diretrizes para avaliação das projeções das populações e dos domicílios de Belo Horizonte, para o período de 2000 a 2050, tanto em relação ao tamanho do domicílio, quanto à composição do mesmo.

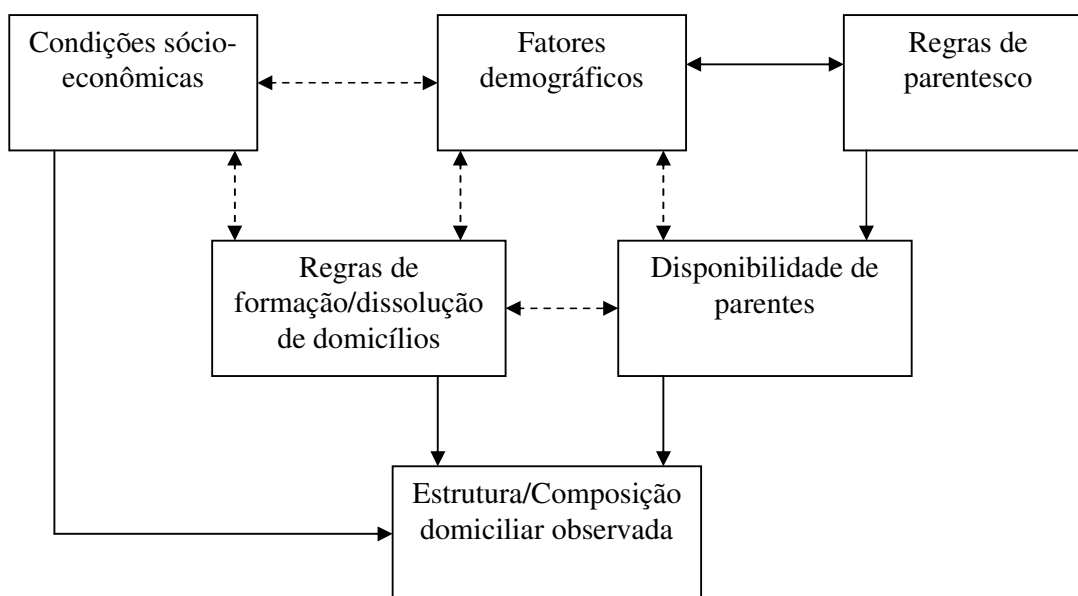
Em relação ao segundo objetivo desse trabalho, avaliar o crescimento da frota de automóveis de Belo Horizonte, tendo como base, a mudança na composição do domicílio, serão apresentados também estudos que analisam tanto a associação entre a posse de automóvel e as características do domicílio, quanto as variáveis que devem ser incorporadas ao projetar a frota de automóveis. Conforme apontado por Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2004), não necessariamente, uma variável importante em um estudo transversal, é importante para a projeção. Segundo os autores, isso pode acontecer se a composição da população desloca-se em direção às categorias demográficas, que, por sua vez, são importantes para explicar a variação na posse de automóvel. Por exemplo, mesmo que domicílio menor tenha menor posse de automóvel, a projeção que ignorar essa diferença não apresentará erro significativo, se a proporção de domicílios grandes por domicílios pequenos permanecer constante, ao longo do período de projeção.

2.1 Arranjo domiciliar

O domicílio pode servir de moradia a uma só pessoa ou a várias pessoas, que podem ser apenas conviventes ou possuírem relação de parentesco entre elas. Bongaarts (2001) define a família e o domicílio como sendo as instituições sócio-econômicas mais fundamentais na sociedade humana, sendo que as principais funções sociais da família são trazer crianças para o mundo e cuidar delas até que elas possam auto-sustentar; além da função de cuidar dos doentes e idosos dependentes. Segundo Becker (1994, p. 349), os pais têm tido poucos filhos e mais tem sido investido em cada criança nas sociedades modernas do que nas sociedades tradicionais.

O modelo teórico dos determinantes para a composição domiciliar proposto por Vos & Palloni (1989) incluem as regras de parentesco, além das abordagens demográficas e econômicas, conforme apresentado na FIG. 1:

Figura 1: Modelo teórico de determinantes de composição e estrutura domiciliar



Nota: As linhas sólidas indicam causalidade direta; linhas tracejadas indicam associações cuja natureza causal é menos clara e pode incluir retro-alimentação.

Fonte: Vos & Palloni (1989).

As linhas sólidas mostram efeitos diretos nos domicílios por condições sócio-econômicas, regras de formação e dissolução de domicílio, e a disponibilidade de parentes. As condições sócio-econômicas que afetam os domicílios incluem a riqueza de membros potenciais de domicílio e os custos de habitação, tão bem como as regras de domicílio como um local de produção ou consumo. Regras de formação do domicílio incluem normas sociais, considerando qual tipo de arranjo domiciliar é apropriado para cada estágio do curso de vida. Já a disponibilidade de parentes determina o conjunto de potenciais arranjos domiciliares, sendo diretamente determinada por fatores demográficos e regras de parentesco. Fatores demográficos são os níveis de fecundidade, mortalidade, nupcialidade e migração, enquanto, que as regras de parentesco determinam quem é apropriado para relacionamentos de casamento (por exemplo, a regra de evitar a consangüinidade é um exemplo) e quem, entre os parentes sanguíneos, é mais ou menos importante como um potencial co-residente em um domicílio. As linhas tracejadas na FIG. 1 representam as retro-alimentações entre as várias partes do sistema. Conforme apontado por Hammel (1984, p. 32), mesmo quando uma regra cultural de formação do domicílio é estritamente seguida, variação nas taxas demográficas induzirá variabilidade na formação dos domicílios. Por exemplo, ainda que os homens continuem a casar-se com mulheres mais jovens, a formação do domicílio pode ser alterada por mudança na taxa de fecundidade, que pode contribuir para que os domicílios sejam maiores ou menores.

O estudo demográfico dos domicílios tem como foco dois caminhos principais apresentados na FIG. 1. O primeiro caminho parte da caixa referente aos fatores demográficos e passa pela disponibilidade de parentes em direção à composição domiciliar. Especificamente, taxas de fecundidade afetam o número de parentes de cada tipo que nascem; ao passo que as taxas de mortalidade afetam as chances de que o período de vida dos parentes sobrepor-se-ão. O segundo caminho parte da caixa de fatores demográficos e passa pela caixa de regras de formação/dissolução de domicílios, em direção à caixa referente à composição domiciliar. Indiretamente, os fatores demográficos afetam a composição familiar, pois as taxas de fecundidade, mortalidade e nupcialidade afetam a distribuição de características da população por idade, sexo e estado conjugal, além de outras características, que podem afetar o mercado matrimonial e, por sua vez, as regras de formação e dissolução e, conseqüentemente, a composição familiar.

Em relação à estrutura/composição domiciliar, pode-se dizer que as características domiciliares mais comuns são o tamanho do domicílio, ou seja, o número de pessoas no

domicílio em um determinado ponto no tempo, e a composição, ou seja, as características dos indivíduos no domicílio e o relacionamento entre elas.

A idade é um determinante importante dos arranjos domiciliares, porque o ciclo de vida é também, em alguns casos, um ciclo do domicílio. Por exemplo, uma criança que nasce no domicílio dos pais, usualmente, passa muitos anos de sua vida na situação de dependente dentro desse domicílio. Naturalmente, o domicílio passa por muitas mudanças, mas essas mudanças, usualmente, serão guiadas pelas escolhas feitas pelos pais; não pelas crianças, as quais estão na situação de dependentes. O filho(a) eventualmente crescerá até atingir a maturidade e pode deixar a casa dos pais para estabelecer um domicílio independente, sozinho ou com outras pessoas. Esse filho(a), por sua vez, pode ter filhos, casar, divorciar, e/ou retornar à casa dos pais, possivelmente, passando por múltiplas transições domiciliares. Segundo Stockmayer (2004), o tempo de muitas dessas transições estão sujeitas a pressões normativas ou influência social. Por exemplo, dependendo da população, pode haver diferente grau de pressão social para que as pessoas jovens deixem a casa dos pais após uma determinada idade, bem como pode haver leis que permitam a emancipação de menores dos respectivos pais, somente a partir de uma certa idade, ou leis que impeçam o casamento antes de uma certa idade. De acordo com Ruggles (1994, p. 127), normas sociais sobre famílias multigeracionais têm mudado claramente nos Estados Unidos, de modo que os domicílios separados têm sido preferido tanto pela geração mais idosa, quanto pelos filhos dessa geração. As mudanças demográficas em casamento, divórcio, recasamento, co-habitação, custódia compartilhada dos filhos e processos relacionados têm alterado a estrutura cronológica do curso de vida, segundo Wachter (1997). O divórcio, o recasamento e a mistura de famílias expandem o número e tipo de parentesco, dotando as pessoas idosas de futuras redes de parentesco problemáticas, ricas e variadas, segundo Wachter (1997, p. 1811). Por exemplo, filhos do primeiro casamento podem manter contato com os avós, mesmo após sucessivos recasamentos dos pais.

Conforme apontado por Stockmayer (2004, p. 34), as taxas vitais apresentam um papel menos claro para determinar a distribuição da população por sexo do que por idade. Segundo a autora, as taxas vitais guiam as distribuições por sexo, que, por sua vez, afetam os arranjos domiciliares de duas formas, que serão apresentadas a seguir. Na primeira forma, a mortalidade, por ser diferencial por sexo, afeta a composição da população quanto ao sexo, pois os homens tendem a ter mortalidade mais alta, especialmente, em idades mais avançadas. Na segunda forma, taxas de casamento também se diferem por sexo e idade,

quanto à idade ao primeiro casamento e padrões de recasamento, após a viuvez ou divórcio. Assim, homens e mulheres terão diferentes probabilidades de ter um cônjuge e, portanto, de pertencer a um determinado arranjo domiciliar, devido a diferenças nas taxas vitais. Por exemplo, a redução das taxas masculinas de mortalidade contribui para que haja uma menor proporção de viúvas, permitindo que os cônjuges convivam por mais tempo, no mesmo domicílio, favorecendo a formação de domicílios constituídos por duas ou mais pessoas.

A rede de parentes é determinada pelas taxas vitais do passado, ou seja, pela fecundidade passada de parentes do sexo feminino, pela mortalidade da prole delas, pelos padrões de casamento e divórcio que um indivíduo e os parentes desses indivíduos experimentaram, sendo que essas taxas trabalham juntas para determinar a rede de parentes. Em relação à disponibilidade de parentes, Ruggles (1994, p. 110) argumentou que, no século dezenove, a fecundidade nos Estados Unidos era alta e todo filho, que casava, residia em um domicílio separado, de forma que apenas uma minoria dos domicílios poderia conter gerações múltiplas, pois um único conjunto de pais não poderia viver com mais de um de seus filhos casados. Segundo Goldscheider & Lawton (1998, p. 628), uma pessoa que teve a experiência de ter vivido com os avós contribui para que esse indivíduo forneça co-residência aos pais, caso eles necessitem. Entretanto, é necessário que durante essa experiência, os pais estejam vivendo no domicílio.

O efeito composicional no domicílio é menos sobre restrição e mais sobre a prevalência de diferentes tipos de pessoas que tendem a viver em certos tipos de domicílios. Kobrin (1976) focou-se no aspecto composicional dos efeitos demográficos para explicar a queda do tamanho dos domicílios, nos Estados Unidos. Segundo a autora, o decréscimo do tamanho do domicílio observado na primeira metade do século XX, foi largamente atribuído à queda da fecundidade, que reduziu o número de famílias nucleares grandes. Kobrin (1976) atribuiu os declínios futuros do tamanho da família, na segunda metade do século XX, à queda da mortalidade, a qual aumentou o número de domicílios pequenos constituídos por um casal, na fase em que o lar está vazio. Conforme ressaltado por Kobrin (1976, p. 130), o efeito do declínio contínuo da fecundidade e mortalidade é um grande aumento na proporção de domicílios de duas pessoas.

Deve-se considerar também o efeito do ciclo de vida na prevalência de relações de parentesco e, portanto, do potencial de co-residência entre os parentes. Por exemplo,

Schoeni (1998) analisou a co-residência de filho com pais na perspectiva de ciclo de vida e concluiu que, embora a porcentagem de pessoas idosas que vivem com um filho adulto tenha reduzido durante o século XX, o declínio teria sido muito mais rápido se a mortalidade não tivesse declinado. O efeito de redução de mortalidade pode ter sido apagado pelo efeito de menores níveis de fecundidade, pois os pais, que tiveram um menor número de filhos, ao ficarem idosos, são menos prováveis de viver com esses filhos (Schoeni, 1998, p. 307). Ao invés da dependência dos idosos, ou seja, dos filhos adultos tomarem conta dos pais idosos, alguns pesquisadores sugerem que os pais idosos fornecem apoio ao filho adulto, ao dividir o domicílio com os mesmos (Camarano, 2002).

Segundo Medeiros & Osório (2002), a quantidade de arranjos não acompanha, necessariamente, o volume da população, por dois motivos: primeiro, há uma separação temporal entre o nascimento de uma nova coorte e a formação de núcleos familiares por essa coorte; segundo, porque mudanças nos arranjos podem ocorrer de forma independente de variações no estoque de população, como, por exemplo, por união ou por separação de casais.

A complexidade do domicílio usualmente refere-se ao grau de membros não nucleares no domicílio, sendo que um domicílio nuclear simples consiste de pais e respectivos filhos(as) e nenhum outro parente do chefe do domicílio ou não parentes (Bongaarts, 2001). Domicílios mais complexos podem ser criados verticalmente e/ou horizontalmente, através da adição de membros além da segunda geração e/ou adição de irmãos(ãs) e respectivos cônjuges e prole, respectivamente. Domicílios mais complexos podem também ser formados através da inclusão de outros parentes mais distantes ou de indivíduos não relacionados ao chefe de domicílio. A tendência de que os domicílios sejam nucleares é atribuída por Bongaarts (2001, p. 263) a mudanças no número de fatores, além da fecundidade, que afetam o tamanho do domicílio: a idade ao casar, mortalidade adulta, a propensão dos filhos a permanecer no domicílio dos pais, o risco de separação e recasamento, a tendência ou habilidade dos idosos viverem sozinhos e à presença de outros parentes.

Bongaarts (2001) calculou o tamanho médio dos domicílios, na década de 1990, em países de quatro regiões: Ásia, América Latina, leste e norte da África e África sub-sahariana, que apresentou pequenas diferenças, variando de 5,65 pessoas (leste e norte da África) a 4,76

pessoas (América Latina), assumindo valores intermediários para Ásia (5,14 pessoas) e África sub-sahariana (5,25 pessoas).

Segundo Bongaarts (2001, p. 266), esses resultados indicam que os domicílios nos países em desenvolvimento contemporâneos são bastante similares ao tamanho dos domicílios da Europa e América do Norte, em meados do século dezenove. Outra informação importante refere-se à relação dos demais membros do domicílio com o chefe do domicílio. Os domicílios das quatro regiões contêm predominantemente três tipos de adultos: o chefe (um por domicílio), cônjuge desse chefe, e filhos e/ou filhas. Esses três tipos correspondem a aproximadamente 85% dos membros adultos dos domicílios em todas as regiões. De acordo com Bongaarts (2001), aparentemente, proporções substanciais de filhos permanecem no domicílios dos pais após alcançar a idade de 18 anos. Em relação ao tamanho do domicílio apresentado anteriormente para as regiões Ásia, América Latina, leste e norte da África, África sub-sahariana, o número de filhos correspondem, em média, a: 0,58; 0,54; 0,68 e 0,34 pessoas, respectivamente. Deve-se ressaltar que esse grupo de filhos consiste principalmente de jovens, muitos deles não casados, e adultos masculinos, que se sobrepõe ao de adultos femininos. Segundo o autor, aparentemente, grandes proporções de filhos permanecem no domicílio dos pais após alcançarem a idade de 18 anos.

Conforme será apresentado a seguir, para o Brasil, entre 1978 e 1998, Medeiros & Osório (2002, p. 8) observaram uma redução na proporção de arranjos domiciliares que contém filhos, que pode ser resultante não apenas de reduções nas taxas de fecundidade, mas também de outras mudanças nos padrões de formação do arranjo domiciliar e do ciclo de vida, que levam os filhos a constituir novos arranjos.

2.1.1 Arranjo domiciliar no Brasil

O tamanho médio da família brasileira passou de 5,4 pessoas, em 1950, para 4,1 pessoas, em 1985, segundo Oliveira & Berquó (1990), ou seja, a família brasileira passou a ter um membro a menos, pelo menos, ao longo desses 35 anos. A contagem da população de 2007, realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), indica um número médio de 3,6 pessoas residentes por domicílio (IBGE, [200-a]).

Para o Brasil, entre 1978 e 1998, Medeiros & Osório (2002), tendo como base as informações provenientes da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD), concluíram que os arranjos domiciliares tornaram-se mais heterogêneos, quanto à composição de seus núcleos, e mais homogêneos, quanto ao tamanho dos mesmos, e que os fatores relacionados à mudança da estrutura etária da população foram as principais causas de redução do tamanho médio dos arranjos domiciliares. Nesse período, destaca-se a formação de um novo padrão domiciliar, com o aumento proporcional de arranjos menores e diferentes do modelo clássico de família nuclear encabeçada por um casal. Por exemplo, a proporção de arranjos domiciliares constituídos de mulheres sem cônjuges aumentou de 14% para 21%, entre 1978 e 1998; ao passo que, a proporção de arranjos constituídos por casal com filhos reduziu de 68% para 59% no mesmo período.

Medeiros & Osório (2002) ressaltam que, nesse período de 1978 a 1998, ocorreram algumas transformações relacionadas aos determinantes da composição dos arranjos domiciliares, tais como queda da fecundidade, legalização dos divórcios e mudanças em alguns valores da sociedade referentes à vida familiar. A heterogeneidade dos núcleos domiciliares, citada pelos autores, refere-se à redução da proporção dos arranjos de núcleo composto (casal) e ao aumento dos arranjos de núcleos simples constituídos por uma mulher, principalmente. Para compreender as causas dessas mudanças, foram avaliados dois determinantes de natureza demográfica: as modificações ocorridas nas taxas de união e as ocorridas nas taxas de fecundidade. Segundo os autores, esses dois determinantes tiveram efeitos opostos sobre o tamanho dos arranjos, mas o resultado das mudanças na fecundidade foi mais do que suficiente para compensar as alterações nas taxas de união. As mudanças nos padrões de reprodução, de mortalidade e de união estão, segundo os autores, afetando diretamente a composição dos arranjos domiciliares brasileiros, de forma que, a proporção de pessoas na condição de “filho” vem diminuindo e, as demais, aumentando.

No período de 1978 a 1998, houve um aumento de, aproximadamente, 86% no número absoluto de arranjos domiciliares do Brasil, apesar da população ter crescido pouco menos de 44%. Em todo o período, os tipos predominantes de arranjo são os de núcleo constituídos por um casal, seguidos pelos de núcleo formado por uma mulher e, posteriormente, pelos núcleos constituído por um homem. Segundo Medeiros & Osório (2002), o crescimento mais acelerado foi o de arranjos de núcleo simples feminino, entretanto, eles não foram os principais responsáveis pelo fato de o aumento da quantidade de arranjos ser proporcionalmente mais elevado que o crescimento da população, pois,

aproximadamente, 62% da elevação do número absoluto de arranjos deve-se ao aumento no número de arranjos formados por um casal, 29% ao tipo formado por mulher sem cônjuge, e 9% ao tipo constituído por homem sem cônjuge. O crescimento do tipo “mulher sem filhos” revelou-se uma das principais causas do aumento da heterogeneidade dos arranjos domiciliares no Brasil, que não foi acompanhado pelo monoparentalismo masculino. Para ambos os sexos, as proporções de pessoas que vivem em arranjos domiciliares unipessoais foram aproximadamente as mesmas ao longo do tempo, mas quando a tipologia inclui filho, a proporção de pessoas que vivem em arranjos domiciliares com uma mulher no núcleo é pelo menos cinco vezes maior do que nos arranjos com homem no núcleo.

O tamanho dos arranjos domiciliares vem diminuindo; tendência essa que antecede a década de 1970 (Goldani, 1984), sendo que, no período de 1978 a 1998, parte dessa queda pode ser associada à diminuição da quantidade de pessoas que vivem como filho no arranjo (Medeiros & Osório, 2002). Segundo os autores, a menor proporção de pessoas na posição de filho pode ser resultado não apenas de reduções nas taxas de fecundidade, mas, também, de outras mudanças nos padrões de formação de arranjo domiciliar e do ciclo de vida, que levam os filhos a constituir novos arranjos, geralmente, nas posições de chefe ou de cônjuge. Os autores ressaltam ainda que as quedas no número médio de pessoas na posição “outro parente” foram as menores ocorridas entre 1978 e 1998, devido, em parte, a um número já pequeno de “outros parentes” nos arranjos domiciliares na década de 1970. Como a proporção de pessoas na condição de “não parentes” é extremamente reduzida na população, essa diminuição tem pouca relevância para composição dos arranjos, mas pode ser interpretada como um indicador da tendência dos arranjos domiciliares brasileiros serem agrupamentos essencialmente familiares (Medeiros & Osório, 2002).

Para Medeiros & Osório (2002), as variações nas taxas de fecundidade, acentuadas a partir de meados da década de 1970, levaram à diminuição proporcional de pessoas com idades inferiores àquelas em que são mais freqüentes as uniões (especialmente crianças) e ao aumento da proporção de pessoas em idades de união, o que contribuiu para a redução proporcional dos solteiros. Entretanto, houve uma redução nas taxas específicas de união de homens e de mulheres na faixa de idade compreendida entre 20 e 59 anos, o que provoca uma tendência inversa à que seria esperada, como resultado do aumento proporcional dos adultos na população, caso não houvesse, ao longo do tempo, mudanças no padrão de uniões. Segundo os autores, a menor quantidade de uniões entre os adultos,

no entanto, foi parcialmente compensada por uma maior incidência de uniões em dois grupos etários: os jovens de 15 a 19 anos e os de 60 anos ou mais. Para os autores, esse aumento das taxas de união entre pessoas de 60 anos ou mais é resultado da maior longevidade masculina e feminina, que reduz a viuvez em idades menores e, provavelmente, está também relacionado ao aumento dos recasamentos entre pessoas de 60 anos ou mais. A co-habitação sem vínculos legais, denominada de união consensual aumentou de 6,9%, em 1970, para 11,8%, em 1980, no Brasil (Oliveira & Berquó, 1990).

Em termos agregados, as mudanças no padrão de união, ocorridas entre 1978 e 1998, provocaram uma tendência de queda na quantidade de pessoas unidas na população brasileira, que foram contrabalanceadas pelas transformações da estrutura etária, fazendo com que a proporção de pessoas unidas na população aumentasse (Medeiros & Osório, 2002, p. 12). Conforme ressaltado pelos autores, sendo muito mais um efeito do envelhecimento populacional, o aumento da proporção de unidos não contradiz as expectativas resultantes da maior incidência de arranjos domiciliares, cujo núcleo não é formado por um casal.

Medeiros & Osório (2002) observaram que, entre 1978 e 1998, as quedas nas taxas específicas de união, quando ocorrem, nunca ultrapassam a dez por cento. Segundo os autores, à primeira vista, o impacto dessa queda sobre o tamanho dos arranjos pode parecer reduzido, se comparado à acentuada diminuição na fecundidade ocorrida ao longo desse período, especialmente ao se considerar que apenas uma parte da diminuição das uniões tem efeito real sobre a quantidade existente de arranjos e, conseqüentemente, sobre seu tamanho médio. Todavia, os autores ressaltam que as variações nas taxas de união incidem sobre uma base maior da população do que as variações nas taxas de fecundidade e, portanto, os efeitos de composição de arranjos resultantes de modificações nos padrões de união não devem ser desprezados.

No período analisado por Medeiros & Osório (2002), a maior incidência de composições de menor tamanho – como os arranjos unipessoais, os monoparentais e os de casais sem filho nas últimas três décadas, deve-se, além da queda das taxas de fecundidade, a uma nova distribuição segundo o ciclo de vida das pessoas (esperada como resultado do envelhecimento da população), ao aumento das separações e dos divórcios ou, ainda, a mudanças culturais que propiciam criações de arranjos. Segundo Oliveira & Berquó (1990), dentre as pessoas que moram sozinhas, destaca-se o grupo de 60 anos ou mais, em

1980, que é decorrente da redução da mortalidade nas idades mais avançadas, aumentando, assim, o número de sobreviventes. Trata-se de uma fase da vida na qual a viuvez já está presente, os filhos, provavelmente adultos, já deixaram a casa dos pais, além da possibilidade de dissolução dos casamentos e uniões.

Garcia, Rodarte & Costa (2006) constataram que no triênio de 2003, 2004 e 2005, a proporção de arranjos unipessoais, monoparentais e de casais sem filhos correspondiam a 11,1%, 20,8% e 11,2%, na Região Metropolitana de Belo Horizonte, havendo uma grande participação (51,2%) de arranjos nucleares com filhos, e uma menor participação (5,7%) de outras formas de arranjo.

Em suma, para os arranjos domiciliares brasileiros, a diminuição do tamanho médio pode ser atribuída a vários fatores, entre os quais dois merecem destaque, segundo Medeiros & Osório (2002). O primeiro refere-se ao aumento do número total de arranjos, que pode, por exemplo, ser decorrente do aumento do número de separações, do número de filhos que passam a viver em seu próprio domicílio, ou do número de idosos que cada vez menos se agregam a outros núcleos familiares, ao envelhecerem. O segundo, e mais importante para os autores, é a acentuada queda da fecundidade observada no Brasil, nas últimas décadas, pois cerca de metade da diminuição do tamanho médio dos arranjos domiciliares deve ser atribuída a um menor número de filhos tidos pelas mulheres e, conseqüentemente, a um menor número de pessoas disponíveis para, potencialmente, ocuparem a posição de “filho” nos arranjos domiciliares.

Para Medeiros & Osório (2002, p. 14), “é de se esperar que, à medida que as taxas de fecundidade tornem-se mais baixas, sua importância na determinação dos arranjos passe a ser cada vez menor, se as mudanças em seus padrões de formação continuarem a ocorrer de forma similar à atual”.

2.1.2 Projeção de arranjos domiciliares

A projeção dos arranjos domiciliares pode ser realizada por modelos analíticos, de macrossimulação ou de microssimulação, que se diferem no nível em que os cálculos são realmente realizados. A seguir serão apresentadas as definições realizadas por Wachter

(1987), que permitem diferenciar esses três modelos de forma clara e sintética. Para o modelo analítico, a unidade é, geralmente, a população inteira, ou seja, a população agregada, e o período de interesse não é considerado, geralmente, passo a passo. Para o modelo de macrossimulação, a unidade é um grupo, por exemplo, idade e classes de parturição ou todos os domicílios de um dado tipo, e os cálculos procedem iterativamente, grupo por grupo e período de tempo por período de tempo; geralmente, por meio de multiplicação de matrizes de transição. Para o modelo de microsimulação, a unidade é o indivíduo, e os cálculos procedem a evento por evento; as mudanças nos estados dos indivíduos são determinadas por regras determinísticas e mais frequentemente por realizações de Monte Carlos de distribuições de probabilidade.

Coale (1965) usou o tipo de modelo analítico para estimar os tamanhos de família nuclear, dependendo dos níveis de fecundidade e mortalidade, da mesma maneira que Brass (1983) fez em uma formulação posterior. Preston (1987) usou o modelo de população estável para obter estimativas da duração e proporções em vários estados conjugais, que são importantes para estrutura domiciliar. Esses modelos são úteis devido à clareza das suposições, porém, são menos úteis se a suposição de população estável ou estacionária não é apropriada, ou onde a mudança populacional é muito complexa (Stockmayer, 2004, p. 15).

Os modelos de macrossimulação são criados através da estimação de conjuntos de equações diferenciais, podendo citar como exemplo, as tabelas de vida de estado familiar, que, por sua vez, são uma aplicação das tabelas de vida de múltiplo estado. As tabelas multi-estado têm como decremento não apenas a morte, mas também os decrementos devidos às transições entre os vários estados familiares, sendo que tais transições são estimadas, por idade, seguindo uma coorte de indivíduos ao longo do tempo. Segundo Goldani (1984, p. 1277), são modelos determinísticos, pois as ocorrências dos eventos demográficos e mudanças na família são determinadas por variáveis específicas introduzidas no modelo. O termo simulação deve-se à parte do método que combina uma tabela de vida estimada do estado familiar com populações de diferentes estruturas etárias para gerar distribuições projetadas ou contra-factuais do estado familiar ou tipo de domicílio. Embora não seja tão flexível como os modelos de microsimulação para analisar distribuições de variabilidade e probabilidade, eles não são limitados ao tamanho da amostra da população inicial e pode usar completamente a informação apresentada nos censos ou em grandes pesquisas como ponto inicial (Yi, Vaupel & Zhenglian, 1997).

Entretanto, muitos desses modelos requerem dados sobre transições entre vários tipos de domicílios, dados esses que devem ser coletados em pesquisas especiais, porque os mesmos não estão disponíveis nas fontes convencionais de dados demográficos e de estatísticas vitais, conforme apontado por Yi, Vaupel & Zhenglian (1997).

O método da taxa de chefia de domicílio é bem conhecido e, segundo Stockmayer (2004, p. 16), é também usado como modelo de macrossimulação. O método taxa de chefia envolve extrapolar proporções de chefes de domicílio nas categorias da população definidas por certas combinações de idade, sexo e, possivelmente, estado conjugal. As projeções de taxas de chefia são combinadas com uma projeção independente da população por idade e sexo, com o objetivo de produzir uma projeção de domicílios classificada por categorias do chefe de domicílio. A combinação dessas taxas com populações projetadas ou contra-factuais gera estimativas da mudança populacional projetada ou obtida através do método contra-factual (Akkerman, 1980).

Segundo Yi, Vaupel & Zhenglian (1997), as tendências na taxa de chefia não são fáceis de modelar, sendo muito difícil incorporar suposições demográficas sobre mudanças futuras na fecundidade, casamento, divórcio e mortalidade, porque não há uma ligação das taxas de chefia às taxas demográficas. Esse método é muito limitado para os propósitos de planejamento, pois não detalha os domicílios quanto ao tamanho e não apresenta informações sobre os demais membros do domicílio.

Os modelos de microsimulação são estocásticos e diferenciam-se dos modelos determinísticos da macrossimulação, pois a ocorrência e o ritmo dos eventos demográficos passam a ser determinados aleatoriamente no nível individual (Bongaarts, 1981 citado por Goldani, 1984). Essa metodologia tem como vantagem a habilidade para simular toda uma rede de parentesco, podendo também ser utilizada para indicar os efeitos líquidos das mudanças de diferentes taxas demográficas, o que seria difícil ou impossível de ser calculada através de modelos analíticos, quando há interações entre as taxas de eventos vitais (Stockmayer, 2004). Segundo Yi, Vaupel & Zhenglian (1997), a microsimulação tem a principal vantagem de estudar a variabilidade dos indivíduos e domicílios, bem como as distribuições dos mesmos; entretanto, em grandes populações, nas quais os domicílios são classificados por um número relativamente grande de características, o tamanho de uma amostra representativa, a ser utilizada como ponto de partida para uma projeção, deveria ser também grande.

Diante das desvantagens dos modelos de macrosimulação, taxa de chefia e microsimulação, Yi, Vaupel & Zhenglian (1997) destacam a importância de desenvolver um modelo que incorpore a dinâmica família-domicílio e que requeiram apenas dados demográficos convencionais que possam ser facilmente obtidos, utilizando estatísticas vitais, de censos e pesquisas comuns. Uma explicação mais detalhada sobre esse método, que incorpora a dinâmica familiar, aqui denominada de projeção multi-estado de domicílios, será apresentada no próximo capítulo.

2.2 Automóvel

No início, os automóveis eram privilégio de uma pequena elite. Atualmente, os automóveis são mais acessíveis, sendo que uma parcela da população o possui, seja para uso particular ou para uso comercial.

Os Estados Unidos é conhecido por muitos como o país do automóvel. Segundo dados do ANUÁRIO... (2007), em 2002, as maiores frotas de autoveículos situavam-se nos seguintes países: Estados Unidos, Japão e Alemanha. De acordo com a National Household Travel Survey (United States, 2004), o número de veículos de uso particular nos Estados Unidos mais que duplicou (aumento de 181%) entre 1969 e 2001. Nos Estados Unidos, a taxa de aumento do número de veículos de uso particular no período de 1969 a 2001, que inclui carro, van¹ e veículo esportivo utilitário, é aproximadamente 4,5 vezes a taxa de crescimento da população domiciliar no mesmo período, que correspondeu a 41% (United States, 2004). Entretanto, para Dargay & Gatley (1999), em países desenvolvidos, o crescimento da motorização está diminuindo devido, principalmente, à proximidade de níveis esperados de saturação.

¹ Veículo coberto, sem janela lateral na metade posterior do mesmo, usualmente menor que um caminhão, usado para carregar bens ou pessoas.

2.2.1 Evolução da frota de automóveis no Brasil

A evolução da demanda por automóveis no Brasil tem sido acompanhada pela evolução da venda de automóveis, desde a implantação da indústria automobilística no Brasil. Os governos de Jânio Quadro, em 1961, João Goulart, entre 1961 e 1964 e Castello Branco, entre 1964 e 1967, assistiram ao maior aumento no número de automóveis em circulação no país, sendo considerado como resultado da iniciativa de Juscelino Kubitschek – presidente do Brasil entre 1956 e 1961 – de instalar uma indústria automobilística, trazendo a Volkswagen para o Brasil (Soares & Brasil, 2006). Para Camargo (2006), o segundo período de expansão da indústria automobilística, que ocorreu entre 1968 e 1980, deve-se a fatores relacionados à demanda e à oferta. Do lado da demanda, a concentração de renda e a criação de novas formas de financiamento ao consumidor. Do lado da oferta, a reestruturação da indústria, acompanhada de uma nova onda de investimentos, visando à criação de nova capacidade reprodutiva e introdução de novos modelos no mercado.

Entretanto, a década de 1980 foi caracterizada como um período de retração, com instabilidade tanto do lado da oferta quanto do lado da demanda. Diversamente do grande avanço da indústria mundial, a indústria brasileira “passou por dificuldades originárias de desequilíbrio macroeconômico ocorridos no período” (Camargo, 2006, p. 129).

No início da década de 1990, houve uma expressiva redução da produção e das vendas do setor automotivo, que foram retomadas a partir de 1993, havendo uma redução real média dos preços dos automóveis nos anos de 1992 e 1993, devido à redução dos impostos sobre circulação de mercadorias e prestação de serviços (ICMS) e sobre produtos industrializados (IPI) e das margens de lucro da cadeia produtiva (Camargo, 2006). Outro fator importante para a retomada do crescimento da produção foi o incentivo do governo à produção de automóveis de baixa cilindrada (carros “populares”), que tiveram os preços reduzidos em função da diminuição do IPI. Segundo Camargo (2006, p. 134), “a partir de 1994, a estabilização de preços com o Plano Real exerceu papel preponderante para consolidar o crescimento da demanda, isto porque permitiu às formas de financiamentos, estabelecidas nos acordos automotivos, tornarem-se mais efetivas, dando maior segurança ao consumidor”. De acordo com Quadros *et al* (1997: 4, citado por Camargo, 2006, p. 134), houve um crescimento da demanda e das vendas de 1994 a 1996 sem ter ocorrido uma redução de preços, pois houve uma elevação de mais de 20% em termos reais nos

preços dos automóveis, incluindo os populares, que neutralizou a redução de preços ocorrida como resultado dos acordos automotivos de 1992 e 1993.

Tendo como base os dados da ANFAVEA, Camargo (2006, p. 134) observou que a participação do segmento de veículos de pequeno porte, no total de veículos vendidos, cresceu continuamente durante toda a década de 1990/2000, passando de 4,3% em 1990 para 74,6% em 2001 do total de veículos vendidos.

Tendo como base a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada pelo IBGE, Motta (2002) observou que os levantamentos dos gastos domiciliares mostraram mudanças significativas nos padrões de consumo, no período 1986-1987/1995-1996, no Brasil, sendo que o nível de propriedade de bens duráveis convencionais aumentou de forma mais intensa do que o da população, cujo aumento observado foi de 15%, no período. Segundo o autor, estas tendências conduzem, conseqüentemente, a um padrão de consumo mais intenso baseado em bens industriais. A posse de um automóvel apresentou um aumento de 24%, ao passo que, para a posse de dois ou mais automóveis, esse aumento correspondeu a 17%. Porém, para as classes de renda de cinco a seis salários-mínimos, essas porcentagens correspondem a 65% e 191%, respectivamente.

2.2.2 Variáveis sócio-econômicas e a posse de automóvel

Ewert & Prskawetz (2002) demonstraram que, na Áustria, a idade média do chefe de domicílio e a densidade populacional de cada região da Áustria explicavam significativamente as variações regionais do uso do automóvel. Posteriormente, Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2002) categorizaram os domicílios da Áustria em 5 variáveis de composição, ou combinações de variáveis: 1) idade do chefe do domicílio, 2) idade e sexo do chefe de domicílio, 3) tamanho do domicílio, 4) número de adultos e crianças no domicílio, e 5) idade do chefe do domicílio e tamanho do domicílio, para analisar a posse de automóveis e a distância média dirigida em um ano. Os principais resultados em relação a posse de automóveis foram:

1. Idade do chefe de domicílio: a posse de automóveis aumenta com a idade do chefe e alcança um máximo de 90% para o grupo etário de 40 a 44 anos. Para os grupos etários

posteriores, a posse diminui e cai para menos de 50% a partir do grupo etário de 70 a 74 anos. Para os autores, esses padrões etários são guiados por vários fatores, pois o tamanho do domicílio, geralmente, aumenta com a idade de chefe de domicílio e começa a declinar em idades mais avançadas. Eles ressaltam ainda que a força de trabalho e, conseqüentemente, a necessidade de movimentar-se e os meios de transporte variam com a idade. Além disso, o efeito de coorte também pode estar envolvido, pois a geração dos grupos etários intermediários e mais jovens pertence a um tempo em que a posse de automóvel tem sido uma norma, ao invés de uma exceção. Os autores esperam que, à medida que essas coortes envelheçam, haja um aumento desproporcional no padrão de posse de automóveis entre as gerações mais idosas. Essa expectativa dos autores parece não considerar as incapacidades desenvolvidas pelo ser humano para o trabalho ou lazer no processo de envelhecimento, que acarretaria, de qualquer forma, a um menor uso do automóvel e, provavelmente, a uma menor posse do automóvel a partir de uma determinada idade.

2. Sexo do chefe de domicílio: observou-se que há uma diferença persistente nos padrões de posse de automóveis em todas as idades. A posse de automóveis é aproximadamente 20% menor para os chefes do sexo feminino, até a idade de 50 anos, ao passo que, essa diferença aumenta para 45% para chefes de idades mais avançadas. Por exemplo, para o grupo de 75 a 79 anos, a posse de automóveis para os chefes do sexo feminino corresponde a apenas 15%, ao passo que, para os chefes do sexo masculino, essa porcentagem corresponde a 60%. Os autores ressaltam que a divergência da posse de automóveis entre os sexos, com o aumento da idade, pode ser parcialmente causada pelo efeito de coorte. Entretanto, eles observaram que há uma clara diferença na participação da força de trabalho e tamanho do domicílio por idade entre domicílios chefiados por mulheres e homens. Entre domicílios chefiados por homens de idade entre 55 e 59 anos, 61% de todos os chefes de domicílios estão na força de trabalho, ao passo que, somente 26% de todos os chefes de domicílio do sexo feminino de idade entre 55 e 59 anos estão empregados. Dentre os domicílios chefiados por pessoas de 40 a 44 anos, essas proporções correspondem a 94% e 86%, respectivamente, apresentando, assim, uma menor diferença. Além disso, a proporção de domicílios de uma única pessoa é maior entre domicílios chefiados por mulheres, principalmente para os grupos etários mais avançados, 82% para o grupo etário de 70 a 74 anos; ao passo que, para os homens, essa proporção corresponde a 13%. Já para o grupo etário de 25 a 29 anos, essas proporções correspondem a 47% e 34%,

respectivamente, produzindo, assim, uma diferença menor. Ambas as tendências (menor taxa de participação da força de trabalho feminino e a maior prevalência de domicílios de uma única pessoa) pode, parcialmente, explicar a diferença de gênero na posse de automóvel. Já que ambas as diferenças aumentam com a idade, isso pode explicar a diferença crescente entre os sexos, em função da idade.

3. Tamanho do domicílio: afeta positivamente a posse de automóveis, sendo que parte desse efeito reflete um efeito de idade. Domicílios menores são mais prováveis de serem chefiados por pessoas mais jovens ou mais idosas (do que por pessoas de meia idade) e, segundo os autores, esses são os grupos etários para os quais a posse de automóvel é menor. A posse de automóvel aumenta mais entre os domicílios de tamanho um e dois, o que pode ser explicado por um efeito da idade, segundo os autores. Entre domicílios de uma única pessoa, 19% deles são chefiados por jovens (25 a 34 anos) e 34% são chefiados por pessoas de 70 anos ou mais. Nos domicílios de duas pessoas, essas porcentagens correspondem a 14% e 22%, respectivamente. Já os domicílios de três pessoas são chefiados mais predominantemente por pessoas de meia idade do que os domicílios de uma e duas pessoas. Por exemplo, dentre todos os domicílios de 3 pessoas que possuem automóvel, 74% deles são chefiados por pessoas de idade entre 30 e 59 anos, ao passo que, para os domicílios de uma e de duas pessoas, essas porcentagens correspondem a apenas 58% e 52%, respectivamente. Dentre domicílios de duas pessoas que possuem automóvel, a porcentagem deles que são chefiados por pessoas de idade entre 55 e 74 anos corresponde a 46%, ao passo que, para os domicílios de uma e de três pessoas que possuem automóvel, a porcentagem corresponde a 24% e 26%, respectivamente, indicando, assim, que os domicílios de duas pessoas tendem a ser chefiado por pessoas mais idosas. O tamanho do domicílio pode ser uma medida muito bruta, já que ele agrega domicílios de mesmo tamanho, independente da idade dos membros do domicílio (Prskawetz, Leiwen & O'Neill, 2002).

4. Composição do domicílio: os autores observaram que os domicílios constituídos apenas por adultos têm as taxas mais altas de posse de automóvel em todos os tamanhos. Dentro de cada tamanho de domicílio, a presença de uma ou mais crianças reduz a posse de automóvel somente para domicílios constituídos de um único adulto. Por exemplo, os autores observaram uma nítida diminuição da posse de automóveis para os domicílios de tamanhos dois, três e quatro, somente se havia uma, duas ou três crianças no domicílio, respectivamente. Domicílios de pais/mães que não viviam com o cônjuge têm a segunda

menor posse de automóveis, ficando atrás dos domicílios constituídas por uma única pessoa adulta. Os autores atribuem a menor posse de automóveis pelos domicílios constituídos apenas de uma única pessoa à idade do chefe do domicílio, que tendem a ser constituídos por idosos ou jovens.

Os resultados indicaram, ainda, uma forte correlação entre idade do chefe do domicílio e o tamanho do domicílio, sendo que “o padrão de posse de automóveis por grupo etário, ou seja agregado para todos os tamanhos de domicílios, reflete principalmente o padrão etário observado para os domicílios de tamanho um e dois” (Prskawetz, Leiwen & O’Neill, 2002, p. 6). Segundo Prskawetz, Leiwen & O’Neill (2002), domicílios de tamanhos maiores tendem a mostrar um padrão etário mais estável, uma vez que é menos provável que eles sejam chefiados por pessoas muito jovens ou muito idosas; e que é mais provável que sejam compostos por domicílios de duas gerações.

Conforme apontado por Prskawetz, Leiwen & O’Neill (2002), é razoável inferir que a posse de automóveis, em domicílios que são constituídos por várias gerações, seja reflexo da mistura da demanda de transporte por ciclo de vida de cada geração, ao passo que, no caso dos domicílios constituídos de um único adulto (mais prevalente entre domicílios menores), a posse de automóveis seja reflexo de apenas uma geração. Os autores ressaltam que a diferença de posse de automóvel entre domicílios de tamanhos diferentes varia em função da idade do chefe do domicílio. Por exemplo, para os domicílios chefiados por pessoas pertencentes aos grupos etários intermediários e grupos etários mais avançados, a diferença é mais acentuada.

Dado que é provável observar uma tendência de domicílios menores e envelhecimento da população no futuro, uma composição por idade e por tamanho do domicílio parece ser apropriada para projeções de longo prazo para a demanda de transporte (Prskawetz, Leiwen & O’Neill, 2002, p. 7).

Pfeiffer & Strambi (2005) analisaram o comportamento da posse de automóveis na Região Metropolitana de São Paulo através da aplicação da técnica estatística “Regressão Logística Multinomial” aos dados provenientes das pesquisas Origem-Destino realizadas em 1987 e 1997. Deve-se ressaltar que, no estudo de Prskawetz, Leiwen & O’Neill (2002), a unidade de análise era o domicílio; já no estudo de Pfeiffer & Strambi (2005), a unidade de análise é a família. No modelo, foram utilizadas as variáveis explicativas relacionadas

às informações: tamanho da família, número de trabalhadores, número de estudantes, presença ou não de crianças, sexo do chefe, idade do chefe e renda familiar. Ao contrário do estudo de Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2002) que estabeleceram a idade limite de 18 anos para considerar a presença de criança, Pfeiffer & Strambi não fazem menção sobre a idade limite. Os principais resultados foram:

1. Idade do chefe de família: a posse de automóveis tende a aumentar até as idades de 50 a 60 anos, decrescendo logo a seguir. Segundo os autores, nessa faixa etária os filhos mais velhos, que poderiam contribuir para motorização familiar, geralmente já deixaram a casa dos pais. A distribuição da posse de automóveis por idade apresenta, portanto, a forma de uma parábola. Ao longo do tempo, os autores observaram uma redução da importância da idade sobre a posse de automóveis entre 1987 e 1997. Como nesse período, ocorreu o lançamento do “carro popular” e novas formas de financiamento, há de se pensar se essa aparente redução da importância da idade na posse de automóveis deve-se a uma elevação na porcentagem de pessoas, em todas as faixas etárias, que passaram a possuir automóvel.

2. Sexo do chefe de família: as famílias chefiadas por mulheres têm menor probabilidade de possuir automóveis, que se mantém para diferente número de automóveis, ou seja, um, dois, três ou mais automóveis por família. Para os autores, esse efeito, que se manteve ao longo do tempo, resulta, provavelmente, de correlações existentes entre renda e as estruturas de famílias chefiadas por mulheres. Provavelmente, os autores referem-se à possível associação entre famílias de menor renda e a chefia por pessoas do sexo feminino. Para análises futuras, deve-se estar atento na possibilidade de que, para alguns municípios, tenha havido uma diminuição dessa associação.

3. Tamanho da família: para 1987, a posse de automóveis aumenta inicialmente com o aumento do tamanho da família e diminui a partir de um valor que, não foi mencionado por Pfeiffer & Strambi (2005). Quanto aos efeitos temporais, os autores observaram que, de forma geral, esta variável tornou-se mais importante na determinação dos níveis de posse de automóveis. Como apresentado por Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2002), não apenas o tamanho do domicílio influi na posse de automóveis, mas também a composição ou idade do chefe. Por exemplo, se uma nova pessoa é acrescentada à família, deve-se analisar a idade dessa pessoa para que se possa inferir a influência dessa nova pessoa na posse de automóveis – é esperado que um recém-nascido apresente uma menor influência do que um adulto, por exemplo. Deve-se considerar também que, num período de 10 anos, um

filho pode passar da condição de criança para adulto, exercendo assim uma influência diferente no uso e, possivelmente, na posse de automóveis.

4. Criança na família: a presença de crianças apresenta uma relação inversa com a posse de mais de um automóvel por família, cujo efeito apresentou uma tendência de aumento em 1997. Esse efeito apresentou-se correlacionado com o efeito de outras variáveis que, para os autores, descrevem a estrutura familiar: tamanho da família, número de estudantes, idade e sexo do chefe de família.

5. Número de trabalhadores: para 1987, há uma relação inversa com a posse de automóveis para as famílias que possuem automóveis (um, dois, três ou mais), ou seja, à medida que o número de trabalhadores aumenta, a taxa média de automóveis reduz, quando se controla o efeito da renda. Para 1997, a relação entre renda e número de trabalhadores passou a afetar menos negativamente a posse de 1 automóvel; ao passo que para 2 automóveis e para 3 ou mais automóveis, esses efeito diferencial entre 1987 e 1997 não é significativo.

6. Número de estudantes: para 1987, há uma relação direta com a posse de automóveis; entretanto, para 3 ou mais automóveis, a relação não se apresentou significativa. Entre 1987 e 1997, o termo diferencial praticamente anula o efeito identificado para 1987, ou seja, a presença de um número maior de estudantes não afeta significativamente as decisões familiares relacionadas com a posse de automóveis, segundo os autores. Seria interessante considerar a idade desses estudantes, pois, certamente, um estudante do ensino fundamental exerce diferente influência na posse de automóvel em relação a um estudante universitário.

7. Renda familiar: apresenta uma relação direta com a posse de automóveis, com importância crescente para níveis progressivamente mais elevados de posse. Os autores observaram que os coeficientes associados aos valores da renda em 1997 são sistematicamente menores do que os estimados para 1987. Como os valores de renda não são compatíveis nesses dois períodos, Pfeiffer & Strambi (2005) calcularam as elasticidades médias agregadas (para o conjunto da amostra em cada ano) da probabilidade associada a cada nível de posse de automóveis em relação à renda. Esses cálculos confirmaram a importância da variável renda e apresentaram uma redução de 20% para as categorias de 1 automóvel e de 3 ou mais automóveis, ocorrendo uma pequena variação

positiva para a categoria de 2 automóveis, segundo os autores. A composição da família pode exercer uma influência significativa na renda familiar, principalmente diante da existência de uma correlação entre renda e idade. Por exemplo, um casal que tenha um filho de 40 anos pode ter uma maior probabilidade de ter um automóvel a mais do que um casal que tenha um filho de 18 anos. Esse aumento de um automóvel dever-se-ia, portanto, não apenas ao aumento de renda da família, mas também à composição dessa família.

Pfeiffer & Strambi (2005) observaram uma redução da importância das características familiares para explicar a posse de automóveis na Região Metropolitana de São Paulo entre os anos de 1987 e 1997. Para os autores, houve, nesse período, o crescimento de outros fatores na decisão da posse de automóveis na família que estão, provavelmente, relacionados com o mercado de automóveis (facilidades de financiamento de veículos novos e usados, consórcios, oferta de veículos populares) e políticas urbanas e de transportes. Entretanto, o crescimento no número de automóveis entre 1987 e 1997 foi sistemático, segundo os autores.

2.2.3 Frota de automóveis de Belo Horizonte

Utilizando os dados disponibilizados pelo Departamento de Trânsito de Minas Gerais (DETRAN/MG) em 2001, Dutra *et al* (2001, p. 51) observaram que 50% da frota dos municípios e Belo Horizonte, Contagem e Betim apresentavam ano de fabricação posterior a 1993. Segundo os autores, o surgimento e oferta de veículos leves, de mil cilindradas – conhecidos comumente como carros populares, devido à redução do imposto sobre produtos industrializados – apresentou-se como atrativo ao consumidor, no início de sua comercialização, por apresentar um preço bem menor em relação aos outros tipos (Dutra *et al*, 2001, p. 53). Em meados de 2005, segundo dados do DETRAN/MG², a frota veicular registrada no município de Belo Horizonte correspondia a 744.557 automóveis, sendo que grande parte dela (93%) correspondia a automóveis do ciclo Otto³ e a parte restante (7%)

² MINAS GERAIS. Departamento de Trânsito. Informações sobre o ano de fabricação dos automóveis registrados no município de Belo Horizonte, 2005. Base impressa de dados disponibilizada para Fundação Estadual do Meio Ambiente, em 2005.

³ Motores de ignição por faísca, onde a centelha dá início ao processo de combustão. Utilizam como combustível a gasolina, álcool, gás veicular ou uma combinação dos mesmos.

correspondia ao ciclo Diesel⁴ Em Belo Horizonte, a frota de veículos leves registrados era constituída, principalmente, por automóveis de uso particular, ou seja, a posse desses automóveis pertencia, em grande parte, às pessoas físicas e não às pessoas jurídicas.

Os dados do Censo Demográfico de 2000 apresentam um aumento de 24,8% no número de domicílios em Belo Horizonte, em relação a 1991, que contava, então, com 510.086 domicílios (particulares permanentes, particulares improvisados ou coletivos). Com base nos dados dos Censos Demográficos de 1991 e de 2000, verifica-se que o número de indivíduos com 18 anos ou mais passou de 1.302.341 (64,5% da população) para 1.569.381 (70,1% da população), ou seja, um aumento relativo de 20,5% de pessoas de 18 anos ou mais. Nesse mesmo período, o número de automóveis particulares declarados nos censos demográficos aumentou de 223.798 para 376.707⁵, correspondendo a um aumento de 68,3%.

A TAB. 1 apresenta as porcentagens de domicílios localizados no município de Belo Horizonte que não possuíam automóveis particulares, ou que possuíam 1, 2, 3 ou mais automóveis em 1991 e 2000. Tanto em 1991, quanto em 2000, a maior parte dos domicílios não possuía automóvel particular, correspondendo a mais de 50%. Dentre os domicílios que possuem automóvel particular, a maior porcentagem corresponde aos domicílios que possuem um único automóvel particular, 74,8% em 1991 e 71,7% em 2000.

Para o município de Belo Horizonte, a freqüência de domicílios que possuem um único automóvel cresce com a idade do chefe do domicílio até o grupo etário de 40 a 44 anos; ao passo que a freqüência de domicílios que possuem dois automóveis, observa-se um aumento até o grupo etário de 45 a 49 anos. Já para os domicílios que possuem três ou mais automóveis, há uma maior freqüência de chefes de domicílio pertencentes ao grupo etário de 55 a 59 anos, conforme pode ser visualizado no GRAF. 1.

⁴ Motores de combustão espontânea que é gerada por compressão do ar, aquecendo-o para injeção do combustível líquido, dando início, assim, ao processo de combustão.

⁵ Ao truncar em três ou mais automóveis por domicílio, o cálculo corresponde a 371.452 automóveis, que, em relação a 1991, corresponde a um aumento de 66%.

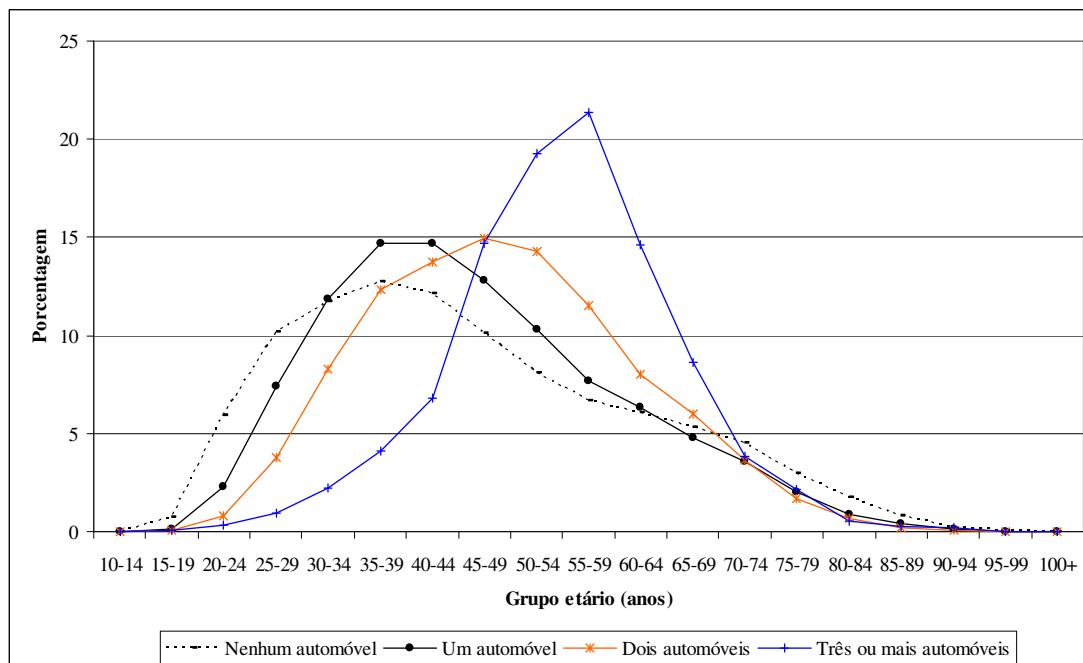
Tabela 1: Distribuição percentual dos domicílios em função do número de automóveis particulares, Belo Horizonte, 1991 e 2000

Número de automóveis	Número de domicílios		Porcentagem de domicílios		Variação Percentual
	1991	2000	1991	2000	
0	328.898	351.413	65,8	55,9	-15,1%
1	127.995	198.537	25,6	31,6	+23,4%
2	33.707	62.234	6,7	9,9	+47,8%
3 ou mais	9.463	16.149	1,9	2,6	+36,8%
Total	500.063	628.333	100	100	...

Nota: em 1991 e 2000, o número de domicílios para os quais a informação sobre número de automóveis encontrava-se omissa corresponde a 10.023 e 8.181 domicílios, respectivamente.

Fonte dos dados básicos: Censos Demográficos do IBGE, 1991 e 2000.

Gráfico 1: Distribuição percentual dos chefes de domicílio por grupo etário, em função das categorias de posse de automóvel, Belo Horizonte, 2000



Nota: total de 100% por número de automóveis no domicílio.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Tendo como base o Censo Demográfico de 2000, Fioravante (2008) avaliou a associação entre as características do domicílio e a posse de automóvel, para o município de Belo Horizonte, cujos resultados assemelham-se aos obtidos por Pfeiffer & Strambi (2005), para a Região Metropolitana de São Paulo, e Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2002), para a Áustria.

A idade do chefe do domicílio apresentou-se associada à posse de automóveis, principalmente, quando se compara domicílio que possui um único automóvel com aquele que não possui. Nesse caso, as razões de chance apresentaram-se bastante significativas desde a idade de 20 anos até a idade de 69 anos (Fioravante, 2008). Se o responsável pelo domicílio fosse do sexo masculino, a chance do domicílio possuir um automóvel corresponde a 2,5 vezes a chance do domicílio cujo responsável é do sexo feminino. Entretanto, se o domicílio já possuísse pelo menos um automóvel, essa razão de chance é menor, reduzindo à medida que o número de automóveis aumenta (Fioravante, 2008).

O tamanho do domicílio e o número de trabalhadores apresentaram uma relação positiva com a posse de automóvel, desde que o domicílio já possuísse, pelo menos, um automóvel; ao passo que, a presença de pessoa menor de 18 anos de idade apresentou relação negativa com a posse de automóveis, desde que o domicílio já possuísse, pelo menos, um automóvel (Fioravante, 2008). O número de estudantes apresentou-se positivamente associada à posse de automóvel, independente do número de automóveis.

No estudo de Pfeiffer & Strambi (2005), a presença de criança na família apresentava uma relação negativa com a posse de mais de um automóvel por família. Em relação à composição do domicílio, Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2002) observaram que os domicílios constituídos apenas por adultos têm as taxas mais altas de posse de automóvel em todos os grupos etários.

De forma semelhante ao observado para a Região Metropolitana de São Paulo (Pfeiffer & Strambi, 2005), a renda do domicílio apresentou uma relação positiva e crescente com a posse de automóvel, em Belo Horizonte (Fioravante, 2008).

Em suma, a posse de automóvel, por domicílio de Belo Horizonte, apresentou-se fortemente associada à idade e sexo do chefe do domicílio; ao passo que, para tamanho do domicílio, presença de menor de 18 anos, número de trabalhadores e de estudantes, a

associação foi menos intensa, porém significativas (probabilidade de significância menor que 0,05).

2.2.4 Projeção da frota de automóveis

A demanda por um bem durável, como o automóvel, pode ser explicada em relação às variáveis que descrevem as famílias ou indivíduos, em particular, sua renda, ou em relação às outras variáveis, por exemplo, preço do automóvel. Segundo Gallez (1994), os modelos que utilizam essas variáveis baseiam-se em métodos econômicos, especificamente na teoria econômica do consumidor, e informações do tipo transversal, ou seja, informações sobre famílias ou indivíduos em um dado momento.

Para Gallez (1994), as principais críticas ao uso de modelos baseados em dados do tipo transversal para a projeção da frota veicular a longo prazo são: 1) as elasticidades de longo prazo com relação à renda não podem ser inferidas de uma análise transversal, pois a análise de um conjunto de indivíduos num mesmo período tende a superestimar o efeito da renda sobre a posse de automóveis, por haver, ao longo do tempo, também um efeito da difusão do automóvel; 2) as dificuldades de projetar, de forma confiável, a renda a longo prazo, ainda que esta seja uma variável de importância central nos modelos econômicos; 3) esses modelos não permitem determinar a dinâmica de evolução do crescimento da frota veicular, ou seja, o processo de difusão do uso do automóvel, que apresenta épocas distintas para o início desse processo em diferentes países.

Os modelos de análise longitudinal visam eliminar as deficiências apresentadas pelos modelos baseados em dados do tipo transversal, pois se baseiam na observação do mesmo conjunto de indivíduos ou gerações de indivíduos ao longo do tempo, ou seja, as coortes. Essa análise permite a identificação dos fatores determinantes da evolução histórica do consumo desse bem durável ao evidenciar o impacto, bastante complexo, da idade dos indivíduos através de três dimensões interligadas: 1) o efeito do estágio no ciclo de vida, que indica a importância da idade nas decisões sobre a posse de automóveis; 2) o efeito de coorte ou geração, que representa o comportamento de indivíduos nascidos num mesmo período, e, portanto, com experiência de vida e padrões de consumo semelhantes; 3) o efeito do período, que indica a influência do contexto sócio-econômico global nos fenômenos observados, em especial, na aquisição de um automóvel. A análise da posse de

automóveis em função do estágio do ciclo de vida tem como objetivo traçar uma curva que seja característica do perfil da evolução das taxas de crescimento/decrescimento da frota veicular em função da idade. A análise por efeito de geração ou coorte tem a finalidade de captar a influência exercida sobre a evolução dos estilos de vida, às restrições institucionais e alterações nos gostos e preferências dos consumidores. O efeito de período, por sua vez, é introduzido no modelo para identificar a influência de fatores que atingem, ao mesmo tempo, todos os indivíduos e famílias a curto e médio prazo. Esses fatores podem ser de natureza econômica, como a renda disponível e o nível de preços, ou de mobilidade, como alterações importantes na infra-estrutura de transporte ou na qualidade desse serviço.

Madre *et al* (1999) propuseram, para a Região Metropolitana de São Paulo, a projeção da frota veicular através de modelo demográfico, que compreende duas partes, uma relacionada ao modelo idade-período-coorte, modelo IPC, e outra relacionada à projeção de domicílios. Porém, apenas a primeira parte foi implementada. Na primeira parte, é obtida a estimativa do perfil característico, perfil padrão, ao longo do ciclo de vida do proprietário e sua evolução ao longo do tempo para diferentes gerações, ou seja, diferentes coortes. Segundo os autores, este perfil e a evolução do mesmo podem ser obtidos através da técnica estatística de análise de variância (ANOVA), considerando dois fatores: idade e geração (coorte).

Pfeiffer & Strambi (2005) e Madre *et al* (1999) encontraram dificuldade para projetar as variáveis relacionadas ao contexto sócio-econômico, em particular, a renda. Entretanto, segundo Madre *et al* (1999), embora a renda não seja explicitamente considerada no modelo de idade-coorte, a idade do chefe da família é correlacionada com diversos outros fatores que afetam o comportamento, como a própria renda familiar, o tamanho e o número de trabalhadores na família.

Para o município de Belo Horizonte, a análise do efeito de período poderá ficar comprometida devido à disponibilidade de dados apenas para 4 pesquisas: 1970, 1980, 1991 e 2000, sendo que, para quantificar o número de automóveis por domicílio, há somente duas pesquisas: 1991 e 2000. Devido a essa limitação, é necessário que o comportamento das diferentes gerações, durante esses períodos em que os ciclos de vida dos proprietários foram observados, seja estável; caso contrário, os dados poderão ser insuficientes para a estimativa de ambos os efeitos de período e geração.

Como visto anteriormente, a posse de automóvel por domicílios de Belo Horizonte apresentou-se associada à idade e sexo do chefe do domicílio, bem como ao total de moradores e número de crianças de cada domicílio, estando essas duas últimas variáveis relacionadas à estrutura do domicílio. Dado que é provável observar uma tendência de domicílios menores e envelhecimento da população no futuro, uma composição por idade e por tamanho do domicílio parece ser apropriada para projeções de longo prazo para a frota de automóveis do município de Belo Horizonte.

Diante do exposto, será utilizada a técnica de projeção de domicílios multi-estado para estimar, a longo prazo, a composição dos domicílios de Belo Horizonte, no período de 2000 a 2050, utilizando esse resultados para projetar a frota de automóveis, através das taxas de posse em função das informações sobre o domicílio.

3 METODOLOGIA

Nesse capítulo, será apresentado o modelo utilizado para a projeção de domicílios, que, por sua vez, foi utilizada para projetar a frota de automóveis de Belo Horizonte, no período de 2000 a 2050.

Esse modelo foi desenvolvido por Yi (1991) e baseia-se na dinâmica familiar, que na concepção do autor, refere-se à criação de uma família, a mudança no tamanho da família, e a dissolução da família, bem como as mudanças nas características familiares, estando diretamente associada com a ocorrência dos eventos demográficos. De forma geral, pode-se dizer que o modelo baseia-se, principalmente, nas taxas de transição da situação conjugal, de fecundidade, mortalidade, migração e de deixar a casa dos pais.

As equações desse modelo encontram-se implementadas no programa ProFamy, disponibilizado por Zeng Yi⁶, cujos dados de entrada foram obtidos no Censo Demográfico de 1991 e 2000 e na Pesquisa por Amostragem de Domicílio de 2004 e 2005. Essas bases de dados serão detalhadas à medida que os cálculos das taxas forem apresentados no capítulo seguinte.

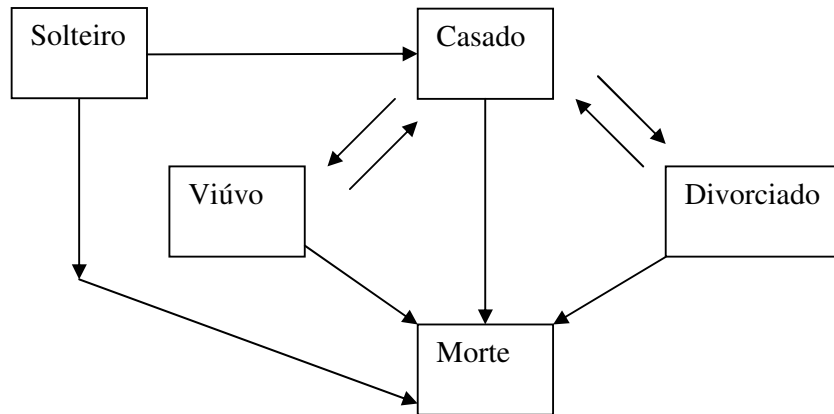
3.1 Modelo multi-estado para a projeção de domicílios

A abordagem utilizada para a projeção de domicílios será a de multi-estado e que foi desenvolvida por Yi (1991), que considera a interdependência entre os eventos demográficos, ao examinar a dinâmica familiar e os processos demográficos, que ocorrem dentro do contexto familiar: fecundidade, nupcialidade, mortalidade, deixar a casa dos pais. Em suma, os processos demográficos resultam em eventos demográficos, que por sua vez, fazem com que pessoas possam mover de um estado familiar para outro. Nessa abordagem, diferentes estados familiares são considerados, cada qual exibindo um tipo distinto de comportamento demográfico. A FIG.2 apresenta um diagrama para

⁶ YI, Z. Programa ProFamy Trial version 1.11, solicitado a Zeng Yi por mensagem eletrônica, em 30 jan. 2007.

exemplificar os possíveis movimentos ou transições, que uma pessoa pode efetuar considerando, apenas, quatro estados conjugais e o estado absorvente, morte.

Figura 2: Transições de estado conjugal



Na abordagem multi-estado, além da transição do estado conjugal, serão também considerados outros diferenciais dos processos demográficos, por exemplo, o da fecundidade. A importância da caracterização da população pelo estado conjugal é tanto maior quanto maiores forem os diferenciais das taxas de fecundidade por estado conjugal. Na abordagem convencional, a demografia de multi-estado lida com a dimensão "idade" e uma outra dimensão, que possui vários estados, tais como região de residência, no modelo de tabela de vida multi-estado. Na projeção de domicílios, as dimensões envolvidas simultaneamente são fecundidade, casamento e mortalidade; sendo que, cada uma dessas dimensões, possui vários estados. Para a fecundidade, os estados podem ser determinados em função do número de filhos nascidos vivos tidos pelas mulheres, ou seja, a ordem de parturição; enquanto que para o casamento, pode-se utilizar os estados conjugais apresentados na FIG. 2: solteiro, casado, viúvo, divorciado.

Dentre os eventos demográficos que são importantes no estudo da demografia familiar, Yi (1991) destaca: casamento, nascimento, morte de filho(a), morte de cônjuge, morte do(s) pai(s), separação, recasamento, deixar a casa dos pais. Ainda que esses eventos possam ser citados separadamente, eles podem ocorrer simultaneamente ou seqüencialmente para cada pessoa da população, em determinados espaços de tempo. Os eventos "casamento" e "nascimento dos filhos" constituem em um exemplo de eventos seqüenciais; ao passo que,

os eventos “casamento” e “deixar a casa dos pais”, podem constituir-se em um exemplo de eventos simultâneos. Observa-se, assim, a possibilidade de interdependência entre os eventos demográficos.

Yi (1991) agrupa em duas categorias os fatores que afetam o tamanho e composição da família: determinantes demográficos e sócio-econômicos. As variáveis demográficas: nupcialidade, fecundidade e mortalidade são os determinantes diretos da dinâmica familiar e das características familiares. Já os fatores sócio-econômicos, tais como renda e instrução, não afetam diretamente o tamanho e composição da família, mas, sim, através de determinantes demográficos (Bongaarts, 1983). Yi (1991) desenvolveu um modelo com essas características, tendo como base o modelo de tábua de vida do estado de uma família nuclear desenvolvido por Bongaarts, que será usado nesse trabalho. Nesse modelo, Zeng Yi incorpora, além da família nuclear, famílias de até três gerações, onde o indivíduo é escolhido como a unidade básica do modelo de projeção. Essa escolha deve-se ao fato de que as taxas demográficas, disponíveis nas fontes convencionais de dados da população, podem ser facilmente relacionadas a esses indivíduos. A definição de famílias de três gerações e a escolha do indivíduo como unidade básica do modelo serão detalhadas ao longo do texto.

Tanto os indivíduos da população inicial quanto os indivíduos da população projetada são classificados conforme alguma combinação entre os estados identificados no QUAD. 1, e qualquer uma dessas combinações é denominada de estado composto. O número total de estados compostos em cada idade, considerando um modelo com dois estados de residência, cinco estados conjugais, três estados de co-residência com os pais, seis estados de parturição e seis estados de co-residência com filhos corresponde a 630 estados, conforme pode ser visualizado na equação abaixo:

$$T = 2 \times 5 \times 3 \times \sum_{p=0}^5 (p+1) = 630. \quad (1)$$

No modelo proposto, ambos os sexos são considerados para determinar a pessoa de referência do domicílio, que pode ser um adulto do sexo feminino ou um adulto do sexo masculino, quando o adulto feminino não está disponível. O tipo e tamanho do domicílio são derivados com base nas características da pessoa tomada como referência.

Quadro 1: Estados demográficos de cada indivíduo identificados no modelo

Estado Demográfico	Código	Definição
Idade (x)	0 a W	Idade do indivíduo, onde W é a maior idade, determinada pelo usuário
Sexo (s)	1 - feminino 2 - masculino	Sexo do indivíduo
Estado conjugal (m)	1 - solteiro não co-habitante 2 - casado 3 - viúvo 4 - divorciado 5 - co-habitante, vive com o parceiro, mas não são casados.	Assume-se que os 5 estados conjugais são mutuamente excludentes e, o último estado é opcional.
Co-residência com os pais (k)	1 - vive com os dois pais 2 - vive com um pai somente 3 - não vive com os pais 4 - vive em domicílio coletivo	O último estado é opcional e assume-se que os membros não tem qualquer relacionamento familiar ou íntimo entre si.
Parturição (p)	0 a P	A mais alta parturição (P) deve ser escolhida pelo usuário em função do nível de fecundidade.
Co-residência com filhos (c)	0 a P	Número de filhos.
Residência (r)	1 - rural 2 - urbana	Pode ser omitido se há pequenas diferenças demográficas entre as duas áreas, ou se os dados não estão disponíveis.
Ano da projeção (t)	Determinado pelo usuário	t_1 é o ano inicial e t_2 é o ano final.

Notas: 1) o estado de “co-residência com os pais” foi definido de forma ampla pelos autores. Uma criança que está vivendo com o(s) pai(s) ou avó(s) ou outros membros mais velhos da família, que atuam como cuidadores quando os pais não estão presentes, é classificada como “vivendo com o(s) pai(s)”, ou seja, $k=1$ ou 2 . Conseqüentemente, essa criança não é a pessoa de referência do domicílio. 2) Em relação ao tempo de referência “t”, variáveis de estoque e de fluxo são distintas. As variáveis de estoque são os estados demográficos, por exemplo, estado conjugal, parturição e todas elas referem-se a um ponto particular no tempo. As variáveis de fluxo são eventos demográficos, taxas e probabilidades e elas também se referem a um período, a um ano, por exemplo.

Fonte: Yi, Vaupel & Zhenglina (1997).

Quando ambos, um adulto do sexo masculino e um adulto do sexo feminino, estão presentes no domicílio, os autores aconselham escolher o adulto do sexo feminino como a pessoa de referência do domicílio, porque as mulheres casam mais cedo e vivem por mais tempo, além de que, os dados da fecundidade específica por parturição e idade serem mais

confiáveis e fáceis de obter do que para homens. Outra justificativa apresentada refere-se ao divórcio – filhos(as) jovens usualmente vivem com a mãe deles(as) (Yi, 1991, p. 56).

Yi, Vaupel & Zhenglian (1997) testaram a precisão do modelo, comparando os resultados obtidos com as respectivas distribuições de domicílios por tipo e tamanho observadas em uma amostra de 1% do Censo Demográfico de 1990 da China. Eles observaram pequenas diferenças entre as distribuições por tipo e tamanho de domicílio observadas no censo e as respectivas distribuições obtidas pelo modelo. As maiores diferenças referem-se aos domicílios com três ou mais gerações e em domicílios com seis ou mais pessoas. Segundo os autores, a sobreestimação do número de domicílios com três ou mais gerações deve-se ao fato de que, em famílias conjuntas de dois ou mais irmãos casados, com filhos vivendo junto, o sistema contabiliza como dois ou mais domicílios. Os autores afirmam que “esse erro será essencialmente eliminado em sociedades onde a proporção de famílias conjuntas é negligenciável” (Yi, Vaupel & Zhenglian, 1997, p. 193).

Em relação à subestimação do número de domicílios com seis ou mais pessoas, os autores apontam dois fatores. O primeiro é que o sistema de contagem do modelo não inclui, com exceção do cônjuge, aqueles indivíduos que não são membros do tronco familiar da pessoa de referência. O segundo fator é que a parturição foi limitada em cinco, subestimando, assim, o tamanho dos domicílios maiores, que têm mais que cinco filhos. A correção proposta pelos autores consiste em definir, no modelo, um limite maior para a parturição ou multiplicar o número de domicílio por um fator de correção. Esse fator de correção corresponde à razão do número de domicílios contabilizados e não contabilizados pelo modelo por aqueles que não são membros da família-tronco ou do cônjuge (ou parceiro co-habitante), podendo essa razão ser estimada, baseando-se na população base do censo, no início do ano de projeção, e em suposições sobre a tendência futura.

A estratégia computacional do sistema de contagem do modelo corresponde, inicialmente, à definição do número de pessoas de idade “x”, que no futuro (tempo t+1), apresentará um determinado estado demográfico composto pelos estados apresentados no Quadro 1. Esse cálculo pode ser descrito pela equação a seguir:

$$l_j(x+1, t+1) = \sum_{i=1}^T l_i(x, t) P_{ij}(x, t), \quad (2)$$

onde $l_i(x,t)$ é o número de pessoas de idade “x”, que apresenta o estado demográfico composto “i” ($i=1,2,\dots,T$), no ano “t”, $P_{ij}(x,t)$ é a probabilidade de que uma pessoa de idade “x”, com estado composto “i”, no ano “t”, sobreviverá e estará no estado composto “j”, com idade “x+1”, no ano “t+1”. Se $P_{ij}(x,t)$, os quais são elementos de uma matriz T por T, fosse devidamente estimada, o cálculo de $l_j(x+1,t+1)$ seria direta; porém, esse cálculo não é prático quando o número de estados T é grande. Por exemplo, para um número total de estados igual a 630, o número total de células na matriz de transição corresponde a 396.900 células (630 elementos vezes 630 elementos). Lembrando que seria uma matriz muito grande ao considerar homens e mulheres em cada idade unitária. Embora haja muitas células nulas nas matrizes, o número de células não nulas a ser estimada é ainda muito grande. Já que muitas categorias tem sido distintas, o número de eventos observados para algumas categorias é muito pequeno para estimar as probabilidades de transição, mesmo se o tamanho da amostra é grande. Portanto, de acordo com Yi, Vaupel & Zhenglian (1997), a estimação de matrizes muito grandes não é prática.

Uma abordagem útil, segundo Yi, Vaupel & Zhenglian (1997), é assumir e calcular as transições de estado em diferentes pontos de tempo no intervalo etário da idade simples. Por exemplo: 1) nascimentos ocorrem na primeira metade e na segunda metade do ano. As probabilidades de nascimento usadas referem-se à metade do ano correspondente e elas dependem do estado no começo e no meio do ano. 2) mortes, migração, mudanças no estado de co-residência com os pais e transições do estado conjugal, e mudanças no número de filhos co-residentes, devido à morte dos filhos ou partida ou retorno à residência, ocorrem todas no meio do ano. Segundo os autores, essas probabilidades de transição referem-se ao ano completo e elas dependem do estado no começo do ano.

De posse dessas probabilidades de transição é possível utilizar as equações de contagem demográfica para calcular o número de pessoas de cada sexo, em função do estado composto: estado conjugal, co-residência com pais, parturição, co-residência com filhos e tipo de residência (urbano, rural), para cada ano da projeção. A estrutura básica de todas as equações de contagem é:

$$N_i(x+1,t+1) = N_i(x,t) + E_i(x+1,t+1) - S_i(x+1,t+1), \quad (3)$$

onde $N_i(x+1,t+1)$ é o número de pessoas de idade “x+1”, que estão no estado demográfico composto “i”, no tempo “t+1”; $N_i(x,t)$ é o número de pessoas de idade “x”, que estavam no

estado demográfico composto “i”, no tempo “t”; $E_i(x+1,t+1)$ é o número de pessoas de idade “x+1”, no tempo “t+1”, que entraram no estado composto “i”, no período de “t” a “t+1”; $S_i(x+1,t+1)$ é o número de pessoas de idade “x+1”, no tempo “t+1”, que saíram do estado composto “i”, no período de “t” a “t+1”.

O número de eventos entre a idade “x” e “x+1” (e entre os anos “t” e “t+1”) é calculado como o número de pessoas de idade “x” em risco da ocorrência dos eventos no ano, multiplicado pela probabilidade de ocorrência dos eventos entre a idade “x” e “x+1” (e entre os anos “t” e “t+1”). Para as pessoas de cada sexo (s), o cálculo das mudanças nos estados de co-residência com os pais (k), conjugal (m), parturição (p) e co-residência com filhos (c) entre as idades “x” e “x+1” (e entre os anos “t” e “t+1”) consiste de três passos definidos em função das transições que ocorrem: na primeira metade do ano, no meio do ano, na segunda metade do ano.

3.1.1 Transições na primeira metade do ano

Para cada pessoa pertencente ao estado: de co-residência com os pais (k), conjugal (m) parturição (p) e co-residência com filhos (c), devem-se incrementar os estados “p” e “c” devido aos nascimentos ocorridos na primeira metade do ano, para $p=0$ e $p>0$, respectivamente:

$$N_{k,m,0,0}\left(x+\frac{1}{2},t+\frac{1}{2},s\right) = N_{k,m,0,0}(x,t,s)\left(1-\frac{1}{2}b_{0,m}(x,t,s)\right), \text{ para } p=0, \quad (4)$$

$$N_{k,m,p,c}\left(x+\frac{1}{2},t+\frac{1}{2},s\right) = N_{k,m,p,c}(x,t,s)\left(1-\frac{1}{2}b_{p,m}(x,t,s)\right) +$$

$$N_{k,m,p-1,c-1}(x,t,s)\frac{1}{2}b_{p-1,m}(x,t,s), \text{ para } p>0, \quad (5)$$

onde $N_{k,m,p,c}(x,t,s)$ e $N_{k,m,p,c}\left(x+\frac{1}{2},t+\frac{1}{2},s\right)$ são os números de pessoas de idade “x”, sexo “s” e estados: k, m, p, c, no começo do ano “t” e no meio do ano “t”, após atualizar “p” e “c”, respectivamente; $\frac{1}{2}b_{p,m}(x,t,s)$ é a probabilidade de ter um nascimento de ordem

“ $p+1$ ”, na primeira metade do ano “ t ”, por pessoas de idade “ x ”, sexo “ s ”, parturição “ p ” e estado conjugal “ m ”. As fórmulas para estimar a idade no meio do ano e probabilidades de nascimentos específicas por parturição, baseada na idade do ano completo e parturição, são desenvolvidas e justificadas em Yi (1991, p. 61-63).

3.1.2 Transições no meio do ano

Conforme as simplificações do modelo, as mortes, imigrações, emigrações, transições do estado conjugal, e mudanças do estado de co-residência com pais e filhos ocorrem no meio do ano.

O número de migrantes é calculado, multiplicando o número projetado de emigrantes e imigrantes masculinos e femininos, projetados para o meio do ano, pela distribuição padrão de frequência por idade, sexo e estado conjugal e, então, adicionando os imigrantes e subtraindo os emigrantes da população. Assume-se que as distribuições dos estados de co-residência com os pais (k), parturição (p) e co-residência com filhos (c), antes da migração, são iguais às distribuições para os não migrantes que possuem a mesma idade, sexo e estado conjugal. Será assumido também que os imigrantes têm a mesma distribuição de parturição (p) e co-residência com filhos (c) apresentada pelos não migrantes, que possuem a mesma idade, sexo e estado conjugal, mas assume-se que esses imigrantes não estarão vivendo com os pais imediatamente após a migração.

Os procedimentos para calcular as mudanças do estado conjugal baseiam-se no número de pessoas sobreviventes em cada estado conjugal à idade exata “ x ”, de forma que incrementos ou decrementos em cada estado conjugal ocorre com os seguintes eventos: primeiro casamento, recasamento, divórcio, viuvez e morte, conforme apresentado por Bongaarts (1987).

Os procedimentos para estimar as probabilidades de transição do estado de co-residência com os pais foram apresentados por Yi, Vaupel & Zhenglian (1997, p. 211-214). Seja $w_{ij}(x,t,s,m)$ a probabilidade de transição do estado de co-residência com os pais “ i ”, na idade “ x ”, no ano “ t ”, para o estado de co-residência com os pais “ j ”, na idade “ $x+1$ ”, no ano “ $t+1$ ”, para pessoas do sexo “ s ” e estado conjugal “ m ”. Os eventos que causam a

transição no estado de co-residência são morte de um ou dos dois pais, divórcio dos pais, recasamento de pais não casados, deixar ou retornar à casa dos pais e mudar para o estado de domicílio coletivo ou deixar esse estado. Yi, Vaupel & Zhenglian (1997) assumem que esses eventos são independentes, de maneira que as probabilidades de transição $w_{ij}(x,t,s,m)$ podem ser estimadas, baseando-se nas probabilidades, específicas por idade, de morte, divórcio, recasamento, deixar ou retornar à casa dos pais e mudar-se para um domicílio coletivo ou deixá-lo. Portanto,

$$N''_{i,m,p,c}\left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s\right) = \sum_{j=1}^4 N'_{j,m,p,c}\left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s\right) w_{ji}(x, t, s, m), \quad (6)$$

onde $N'_{k,m,p,c}\left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s\right)$ é o número de pessoas no meio do ano “t”, considerando as mortes, imigração, emigração e transições do estado conjugal, que ocorrem no meio do ano.

Após ajustar o estado de co-residência com os pais (k), o número de pessoas no meio do ano “t” será representado por $N''_{k,m,p,c}\left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s\right)$.

Se no meio do ano, algum filho morre ou deixa a casa dos pais, o estado de co-residência com filhos (c), para a pessoa de referência do domicílio, é reduzido em uma unidade; ao passo que, se algum filho retorna a casa dos pais, o estado de co-residência é incrementado.

Após esse ajuste, o número de pessoas é representado por $N'''_{k,m,p,c}\left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s\right)$.

3.1.3 Transições na segunda metade do ano

Dado que nascimentos podem ocorrer na segunda metade do ano, é necessário incrementar os estados de parturição (p) e co-residência com filhos (c), através das seguintes equações, que consideram dois estados iniciais, parturição igual a zero e maior do que zero, respectivamente:

$$N_{k,m,0,0}(x+1, t+1, s) = N_{k,m,0,0}^m \left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s \right) \left[1 - \frac{1}{2} b_{0,m} \left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s \right) \right], p=0, \quad (7)$$

e

$$N_{k,m,p,c}(x+1, t+1, s) = N_{k,m,p,c}^m \left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s \right) \left[1 - \frac{1}{2} b_{p,m} \left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s \right) \right] \\ + N_{k,m,p-1,c-1}^m \left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s \right) \left[\frac{1}{2} b_{p-1,m} \left(x + \frac{1}{2}, t + \frac{1}{2}, s \right) \right], p>0. \quad (8)$$

3.1.4 Pessoa de referência no domicílio

A pessoa de referência no domicílio é denominada, por Yi (1991), como marcador. Um bebê do sexo feminino nasce como não marcador, sendo que o marcador da família, na qual a garota está vivendo, é a mãe dela ou avó (se a avó dela está vivendo com elas). Yi (1991) assume que quando uma mãe morre como “marcador”, essa posição dela de “marcador” será dada à nora dela, que vive na casa, ou à filha adulta, que vive na casa, sendo que a fase adulta é definida convencionalmente como acima da idade de 18 anos.

Se a mãe morre, quando ela não tem nora ou filha adulta vivendo no lar, Yi (1991) assume que o pai sobrevivente recasará, em breve, de forma a ter alguém para tomar conta dos filhos pequenos. Conseqüentemente, a posição de “marcador” será tomada pela madrasta. Embora não disponha dessa informação para Belo Horizonte, esse último pressuposto parece válido, pois se observou, no Censo, uma pequena freqüência de domicílios chefiados por pais não casados que residem com os filhos, o que pode estar associado ao fato de que as taxas masculinas de recasamento são mais altas que as taxas femininas, tanto para as viúvas, quanto para as divorciadas.

Yi (1991) também assume que órfãos juntar-se-ão aos parentes da família ou a alguns domicílios coletivos ou instituições. Portanto, uma garota sempre permanece como “não marcador”, até a idade de 18 anos. Após essa idade, ela pode tornar-se um “marcador” ou permanecer um “não marcador”.

A transição do estado de marcador está intimamente relacionada à mudança do estado conjugal, já que o tempo ao casar e poucos anos após o casamento são os momentos mais prováveis para o filho(a) deixar a casa dos pais.

Os produtos das probabilidades de mudança do estado conjugal e as probabilidades de transição do estado marcador, condicional a mudanças do estado conjugal, são as probabilidades de transição dos estados compostos marcador-conjugal, cujos estimadores estão apresentados nos QUAD.'s 2 e 3, em função do estado marcador, à idade exata “x”.

Quadro 2: Estimadores das probabilidades de transição do estados compostos marcador-conjugal, para as pessoas com estado “não marcador”, à idade exata “x”

Estado composto marcador-conjugal à idade exata “x+1”		Estado conjugal à idade exata “x” para a pessoa “não marcador”				
		Solteiro	Casado	Viúvo	Divorciado	
Estado à idade exata “x+1”	Não marcador	Solteiro	$P_{11}(x)(1-C_3(x))$	0	0	0
		Casado	$P_{12}(x)(1-C_1(x))$	$P_{22}(x)(1-C_2(x))$	$P_{32}(x)(1-C_2(x))$	$P_{42}(x)(1-C_2(x))$
		Viúvo	$P_{13}(x)(1-C_1(x))$	$P_{23}(x)(1-F_1(x))$	$P_{33}(x)(1-F_1(x))$	$P_{43}(x)(1-C_2(x))$
		Divorciado	$P_{14}(x)(1-C_1(x))$	$P_{24}(x)(1-F_1(x))$	$P_{34}(x)(1-C_2(x))$	$P_{44}(x)(1-F_1(x))$
	Marcador	Solteiro	$P_{11}(x)C_3(x)$	0	0	0
		Casado	$P_{12}(x)C_1(x)$	$P_{22}(x)C_2(x)$	$P_{32}(x)C_2(x)$	$P_{42}(x)C_2(x)$
		Viúvo	$P_{13}(x)C_1(x)$	$P_{23}(x)F_1(x)$	$P_{33}(x)F_1(x)$	$P_{43}(x)C_2(x)$
		Divorciado	$P_{14}(x)C_1(x)$	$P_{24}(x)F_1(x)$	$P_{34}(x)C_2(x)$	$P_{44}(x)F_1(x)$

Nota: $P_{ij}(x)$ é a probabilidade de que uma mulher de estado conjugal “i”, à idade exata “x”, estará no estado conjugal “j”, à idade exata “x+1”, onde “i” e “j” assumem os valores: 1 (solteiro), 2 (casado), 3 (viúvo), 4 (divorciado).

$F_1(x)$ é a probabilidade de que a mãe de uma mulher de idade “x” morra entre as idades “x” e “x+1” dessa mulher.

$k(0)$ é a probabilidade de deixar a casa dos pais entre as durações de casamento iguais a 0 e 1.

$O_1(x)$ é a probabilidade de uma mulher solteira deixar a casa dos pais entre as idades “x” e “x+1”.

$O_2(x)$ é a probabilidade média ponderada de uma mulher casada deixar a casa dos pais entre as idades “x” e “x+1”.

$C_1(x)=k(0)+F_1(x)-k(0)F_1(x)$. $C_2(x)=O_2(x)+F_1(x)-O_2(x)F_1(x)$. $C_3(x)=O_1(x)+F_1(x)-O_1(x)F_1(x)$.

Fonte: Yi (1991).

Quadro 3: Estimadores das probabilidades de transição do estados compostos marcador-conjugal, para as pessoas com estado marcador, à idade exata “x”

Estado composto marcador-conjugal à idade exata “x+1”			Estado conjugal à idade exata “x” para a pessoa marcador			
			Solteiro	Casado	Viúvo	Divorciado
Estado à idade exata “x+1”	Não marcador	Solteiro	$P_{11}(x)R(x)$	0	0	0
		Casado	$P_{12}(x)R(x)$	$P_{22}(x)R(x)$	$P_{32}(x)R(x)$	$P_{42}(x)R(x)$
		Viúvo	$P_{13}(x)R(x)$	$P_{23}(x)R(x)$	$P_{33}(x)R(x)$	$P_{43}(x)R(x)$
		Divorciado	$P_{14}(x)R(x)$	$P_{24}(x)R(x)$	$P_{34}(x)R(x)$	$P_{44}(x)R(x)$
	Marcador	Solteiro	$P_{11}(x)(1-R(x))$	0	0	0
		Casado	$P_{12}(x)(1-R(x))$	$P_{22}(x)(1-R(x))$	$P_{32}(x)(1-R(x))$	$P_{42}(x)(1-R(x))$
		Viúvo	$P_{13}(x)(1-R(x))$	$P_{23}(x)(1-R(x))$	$P_{33}(x)(1-R(x))$	$P_{43}(x)(1-R(x))$
		Divorciado	$P_{14}(x)(1-R(x))$	$P_{24}(x)(1-R(x))$	$P_{34}(x)(1-R(x))$	$P_{44}(x)(1-R(x))$

Nota: $P_{ij}(x)$ é a probabilidade de que uma mulher de estado conjugal “i”, à idade exata “x”, estará no estado conjugal “j”, à idade exata “x+1”, onde “i” e “j” assumem os valores: 1 (solteiro), 2 (casado), 3 (viúvo), 4 (divorciado).

$R(x)$ é a probabilidade de mover-se do estado de marcador para “não marcador” entre as idades “x” e “x+1”.

Fonte: Yi (1991).

As equações para cálculo das probabilidades de mudança do estado conjugal, bem como a probabilidade de deixar a casa dos pais e de transição do estado marcador, condicional a mudanças do estado conjugal, são apresentadas a seguir e podem ser consultadas na publicação de Yi (1991).

3.2 Probabilidades de transição do estado de parturição

A probabilidade da mudança do estado de parturição, específica por idade, ocorrendo durante a primeira e segunda metade do intervalo é a probabilidade bruta, isto é, na

ausência da mortalidade da mãe, já que essa mortalidade já tem sido considerada no meio do intervalo.

Seja $f_p(x,m)$ a taxa de nascimento do p-ésimo filho por idade “x” e estado conjugal “m” da mãe, a qual é definida como o número de p-ésimos nascimentos por idade feminina entre “x” e “x+1” e estado conjugal “m”, dividido pelo número de anos-pessoa vividos na parturição “p-1” e estado conjugal “m” de mulheres com idade entre “x” e “x+1”. A probabilidade de que uma mulher de parturição “p-1” e estado conjugal “m”, na idade exata “x”, estará na parturição “p”, na idade exata “x+1”, na ausência de mortalidade e mudança do estado conjugal, $b_p(x,m)$, pode ser estimada, supondo uma distribuição uniforme de nascimentos entre as idades “x” e “x+1” (de forma análoga à estimação das probabilidades de morte, com base nas taxas de mortalidade):

$$b_p(x,m) = \frac{f_p(x,m)}{1 + \frac{1}{2}f_p(x,m)}, \text{ para } p=1,2,3,\dots,N. \quad (9)$$

A mudança do estado de parturição será calculada na primeira metade e na segunda metade do intervalo etário, respectivamente, de maneira que as fórmulas correspondentes serão necessárias. Essa derivação é baseada na suposição de que nenhuma transição múltipla de parturição ocorrerá dentro de um único intervalo etário. Segundo Yi (1991), há duas razões para essa suposição. Primeira, as transições múltiplas de parturição são muito raras; segunda, taxas de nascimento são usualmente definidas como o número de nascimentos dividido pelo número de mulheres em risco. Múltiplos nascimentos e múltiplos partos em um único ano são contabilizados no número de nascimentos, o qual é o numerador das taxas de nascimentos a serem utilizadas.

Seja $1/2b_p(x,m)$ e $1/2b_p(x+1/2,m)$ as probabilidades de ocorrer o p-ésimo nascimento entre as idades exatas “x” e “x+1/2” e entre as idades exatas “x+1/2” e “x+1”, respectivamente, na ausência de mortalidade. Seja “W” o número de mulheres com parturição “p-1”, à idade exata “x”. Assumindo a distribuição uniforme de nascimentos no ano, o número de p-ésimos nascimentos dessas “W” mulheres, na primeira metade do ano, é igual ao número da segunda metade do ano; sendo ambos iguais a $1/2Wb_p(x,m)$. Portanto, a probabilidade de ocorrer um p-ésimo nascimento, na primeira metade do ano, é:

$$\frac{1}{2}b_p(x,m) = \frac{Wb_p(x,m)}{2W} = \frac{b_p(x,m)}{2}. \quad (10)$$

Sob a suposição de que nenhum nascimento múltiplo ocorre em um único intervalo etário, deve-se assumir que as mulheres com parturição "p-2", no início do intervalo etário, que geram os (p-1)-ésimos nascimentos, na primeira metade do intervalo, não estão em risco de gerar o p-ésimo nascimento, no meio do intervalo. Portanto, haverá $W-1/2Wb_p(x,m)$ mulheres de parturição "p-1" no meio do ano, em risco de gerarem um p-ésimo nascimento. A probabilidade de ocorrer o p-ésimo nascimento, na segunda metade do ano, é

$$\frac{1}{2}b_p\left(x+\frac{1}{2},m\right) = \frac{\frac{1}{2}Wb_p(x,m)}{\left[W-\frac{W}{2}b_p(x,m)\right]} = \frac{b_p(x,m)}{\left[2-b_p(x,m)\right]}. \quad (11)$$

A taxa $f_p(x,m)$ refere-se ao intervalo etário de um ano, mas o cálculo da transição de parturição entre as idades exatas "x" e "x+1" é dividido em duas etapas. Entretanto, a transição de parturição, no fim do intervalo etário, calculada por $1/2b_p(x,m)$ e $1/2b_p(x+1/2,m)$, ou seja, através de dois passos, corresponde à distribuição de parturição calculada através de um único passo, usando $b_p(x,m)$. Essa equivalência pode ser demonstrada como segue: primeiro, combinando os dois passos, a probabilidade de progressão da parturição é

$$\begin{aligned} \frac{1}{2}b_p(x,m) + \left[1 - \frac{1}{2}b_p(x,m)\right] \frac{1}{2}b_p\left(x+\frac{1}{2},m\right) = \\ \frac{1}{2}b_p(x,m) + \frac{\left[1 - \frac{1}{2}b_p(x,m)\right]b_p(x,m)}{\left[2 - b_p(x,m)\right]} = b_p(x,m); \end{aligned} \quad (12)$$

segundo, a probabilidade de nenhuma progressão na parturição é

$$\begin{aligned} \left[1 - \frac{1}{2}b_p(x,m)\right] \left[1 - \frac{1}{2}b_p\left(x+\frac{1}{2},m\right)\right] = \\ \left[1 - \frac{b_p(x,m)}{2}\right] \left[1 - \frac{b_p(x,m)}{2 - b_p(x,m)}\right] = 1 - b_p(x,m). \end{aligned} \quad (13)$$

Essa demonstração apóia, assim, a abordagem de dois passos para calcular a probabilidade de transição do estado de parturição.

3.3 Probabilidade de transição do estado composto marcador-conjugal

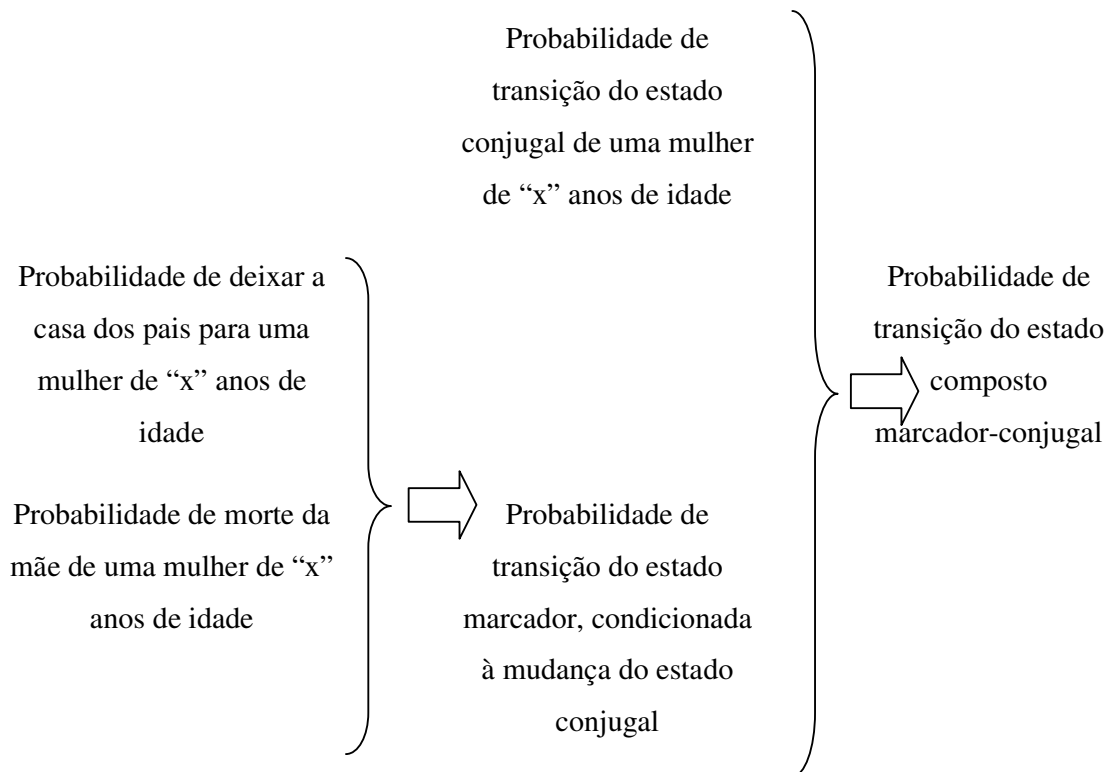
A pessoa de referência da família é denominada de marcador por Yi (1991). A mudança do estado de marcador está intimamente relacionada à mudança do estado conjugal, já que o tempo ao casar e poucos anos após o casamento são os momentos mais prováveis para o filho(a) deixar a casa dos pais. Portanto, Yi (1991) sugere a estimação da probabilidade de transição para o estado composto marcador-conjugal. Se quatro estados conjugais são admitidos, os estados compostos marcador-conjugal corresponderão a: 1) marcador-solteiro, 2) não marcador-solteiro, 3) marcador-casado, 4) não marcador-casado, 5) marcador-viúvo, 6) não marcador-viúvo, 7) marcador-divorciado, 8) não marcador-divorciado. Sendo assim, o número total de estados compostos marcador-conjugal é oito e as probabilidades de transição dos estados compostos marcador-conjugal podem ser arranjadas em uma matriz oito por oito.

Yi (1991) propõe um procedimento de três etapas para estimar as probabilidades de transição dos estados compostos marcador-conjugal. A primeira etapa é a estimação da probabilidade de transição do estado conjugal. A segunda etapa é a estimação da probabilidade de transição do estado marcador, condicionada à mudança do estado conjugal. A terceira etapa é a multiplicação das duas probabilidades para obter a probabilidade de transição do estado composto. Por exemplo, se a estimativa da probabilidade de que uma mulher de 20 anos com estado não marcador, que estará viva à idade de 21 anos, e que se casará entre as idades de 20 e 21 anos, é igual a 0,25, e a probabilidade de que a mesma passe para o estado marcador, uma vez que ela deixará a casa dos pais entre as idades de 20 e 21 anos, condicionada ao evento de casar-se no mesmo intervalo etário, é igual a 0,20, então, a probabilidade de que uma mulher solteira não marcador, à idade exata de 20 anos, apresentará o estado composto marcador-casado, à idade exata de 21 anos, é igual a 0,25 vezes 0,20, que é igual a 0,05. A probabilidade de que essa mulher apresente o estado composto não marcador-casado, à idade exata de 21 anos, é igual a 0,25 vezes (1-0,20), que é igual a 0,20. Deve-se notar que 0,05+0,20 é igual

a 0,25. A probabilidade de casar-se, entre as idades de 20 e 21 anos, é decomposta em duas situações, apresentar o estado composto marcador-casado e apresentar o estado não marcador-casado.

O dado necessário para estimar a probabilidade de transição do estado conjugal é a taxa de primeiro casamento, viuvez, divórcio, recasamento e morte. Os estimadores das probabilidades de transição do estado marcador, condicionadas à mudança do estado conjugal, serão apresentados na seção 3.3.3. Deixar a casa dos pais e a morte da mãe são as duas principais causas de mudança do estado de não marcador para marcador. Essas duas causas serão discutidas a seguir, nas seções 3.3.1 e 3.3.2, respectivamente, de forma a apresentar a probabilidade de transição do estado marcador, condicionada à mudança do estado conjugal. O procedimento para estimar o estado composto marcador-conjugal pode ser apresentado esquematicamente, como na FIG. 3.

Figura 3: Procedimento para estimar o estado composto marcador-conjugal



3.3.1 Probabilidade de deixar a casa dos pais para uma mulher de “x” anos de idade

Um bebê do sexo feminino nasce como não marcador. O marcador da família na qual a garota está vivendo é a mãe dela ou avó (se a avó dela está vivendo com elas). Yi (1991) assume que nenhuma garota deixará a casa dos pais para estabelecer uma família independente, antes da idade de 18 anos. Além do mais, Yi (1991) assume que, quando uma mãe morre com o estado marcador, essa posição dela de marcador será dada à nora dela que vive na casa ou à filha adulta que vive na casa, sendo que a fase adulta é definida convencionalmente como acima da idade de 18 anos. Se a mãe morre, quando ela não tem nora ou filha adulta vivendo no lar, Yi (1991) assume que o pai sobrevivente recasará, em breve, de forma a ter alguém para tomar conta das crianças pequenas. Conseqüentemente, a posição de marcador será tomada pela madrasta. Yi (1991) também assume que órfãos juntar-se-ão aos parentes da família ou a alguns domicílios coletivos ou instituições. Portanto, uma garota sempre permanece como não marcador, até a idade de 18 anos. Após essa idade, ela pode tornar-se marcador ou permanecer não marcador⁷.

Filhos(as) podem deixar o lar dos pais antes do casamento (mas após a idade de 18 anos), ao casar, ou um número de anos após o casamento. Yi (1991) não considera que uma garota que deixa a casa dos próprios pais para juntar-se aos pais do marido dela como “deixando a casa dos pais”. Aqui, deixar a casa dos pais refere-se à garota deixar tanto a casa dos pais dela, quanto a casa dos pais do marido dela, para estabelecer uma família independente.

A proporção geral referente a deixar a casa dos pais antes do casamento e a distribuição temporal desse evento podem ser estimadas, com base em observações de pesquisa. A probabilidade bruta de deixar a casa dos pais antes de casar pode ser estimada por uma tabela bruta de vida com múltiplo decremento, cujos decrementos são casar e deixar a casa dos pais e bruta significa na ausência de mortalidade. Seja $r(x)$ o número de eventos referentes a deixar a casa dos pais por mulheres solteiras entre as idades “x” e “x+1”, e seja $t(x)$ o número de membros da coorte de idade exata “x”, que estão no estado conjugal solteiro e que permanecem na casa dos pais, na ausência de mortalidade (desde que as mortes dos membros da coorte sejam levadas em consideração, juntamente com as

⁷ Entretanto, ao aplicar o modelo, essa restrição é reduzida, pois se permite que as pessoas deixem a casa dos pais antes de completarem 18 anos de idade.

mudanças do estado marcador e conjugal, e a independência dos eventos e mortes seja assumida). Assim, a probabilidade bruta de deixar a casa dos pais antes do casamento pode ser calculada como:

$$O_1(x) = \frac{r(x)}{t(x)}. \quad (14)$$

A proporção dos membros da coorte que deixam a casa dos pais ao casar ou após o casamento depende da proporção geral de filhos(as) que finalmente deixam a casa dos pais (determinada pelo nível de fecundidade, ou, em outras palavras, pelo número médio de filhas por família, e pela proporção de pais que têm filhos(as) casados(as), mas que não vivem com nenhum deles; isso será discutido mais tarde) e da distribuição temporal do evento referente a deixar a casa dos pais.

Uma pesquisa do tipo *survey* pode fornecer informações sobre a proporção geral de filhos(as) que finalmente deixam a casa dos pais após o casamento e a respectiva distribuição temporal. A distribuição temporal do evento deixar a casa dos pais pode ser usada diretamente para calcular as probabilidades, mas a observação amostral da proporção geral depende da experiência passada da fecundidade de diferentes coortes na população amostral. Uma tabela de vida do estado familiar freqüentemente tenta investigar os efeitos no tamanho da família e composição, se determinados regimes de fecundidade, mortalidade e nupcialidade prevalecem. Os determinados regimes são usualmente dados de período, os quais não são consistentes com a proporção geral, observada na pesquisa, daqueles que finalmente deixam a casa dos pais, já que a proporção observada é o resultado da experiência de coortes no passado. Portanto, a proporção observada daqueles que enfim deixam a casa dos pais não pode ser usada para uma tabela de vida do estado familiar do período e é necessário estimar a proporção baseada em um determinado regime da fecundidade. Conforme destacado por Yi (1991), se a tabela de vida do estado familiar é construída para uma coorte real, usando dados de coorte, pode-se usar diretamente a proporção observada da coorte daqueles que finalmente deixam a casa dos pais.

Seja “l” a proporção daqueles que finalmente deixam a casa dos pais e “s” a proporção daqueles que permanecem na casa dos pais, para os membros da coorte que estão vivendo na casa dos pais, ao casar. Obviamente, a soma de “l” e “s” é igual a um. Os fatores que determinam a proporção de filhos(as) que, finalmente permanecem na casa dos pais

(condicionada à sobrevivência dos pais) são: o número médio de crianças por casal, dado que o casal tem uma criança pelo menos; o desejo de co-residência entre pais e filhos(as) casados(as) e a proporção de pais que não são capazes de viver com um filho(a) casado(a) por causa da falta de filhos(as), quer dizer, o número de casais mais jovens é menor do que de casais idosos. Os próximos parágrafos apresentam os procedimentos necessários para que sejam obtidas as estimativas de “l” e, conseqüentemente, de “s”.

Em geral, seja TLR a taxa líquida de reprodução. Seja n_1 a proporção de mulheres que não tiveram filho(a) durante o curso de vida delas; n_2 a proporção de casais que têm um filho(a) casado(a) pelo menos, mas que não vivem com esse filho(a); n_3 a proporção de casais que têm um filho(a) pelo menos, mas que não são capazes de viver com um filho(a) casado(a) devido à falta de filhos(as).

De acordo com Coale (1972, p. 18), uma boa aproximação da TLR é dada pelo produto da taxa bruta de reprodução (TBR) e a probabilidade de sobreviver até a idade média ao dar à luz uma criança, $p(m)$. Deve-se lembrar que a TBR é igual à taxa de fecundidade total (TFT) vezes a proporção de garotas ao nascer, ou seja, $1/(1+RSN)$, onde RSN é a razão de sexo ao nascer. Portanto, $TLR/(1-n_1)$ é, aproximadamente, o número médio de filhas que sobrevivem até a idade média ao dar a luz uma criança, por mulher de parturição igual a, pelo menos, um. Seja “G” igual a $TLR/(1-n_1)$. Assumindo que um filho(a) casado(a) nunca vive com os pais e os sogros ao mesmo tempo e que um filho(a) casado(a) não vive com um irmão casado ou com uma irmã casada, o número de mulheres que vivem com um filho(a) casado(a), por mulher, que pode ser representado por $1-n_2-n_3$, é igual ao número médio de filhas casadas que vivem com os pais ou com os sogros por mulher, de maneira que a proporção geral de mulheres que permanecem com os pais ou sogros delas, após o casamento, é

$$s = \frac{(1 - n_2 - n_3)}{G}, \quad (15)$$

onde $0 \leq s \leq 1$; $G \geq 0$; $n_1 \geq 0$; $n_2 \geq 0$; $n_3 \geq 0$.

Se “G” (o número médio de filhas que sobrevivem até a idade média ao dar a luz uma criança, por mulher de parturição igual a, pelo menos, um) é maior que ou igual a um, a proporção de casais que tem um filho(a) pelo menos, mas que não são capazes de viver

com um filho(a) casado(a) devido à falta de filhos(as) na população é igual a zero, isto é, $n_3=0$. Então, a equação anterior torna-se

$$s = \frac{(1 - n_2)}{G}, \text{ para } G \geq 1. \quad (16)$$

Se $G < 1$, a falta de filhos(as), que pode ser representada por $n_3=1-G$ (de acordo com a definição de n_2 , $n_2 \leq G$). Então, a penúltima equação torna-se

$$s = \frac{[1 - n_2 - (1 - G)]}{G} = \frac{[G - n_2]}{G}, \text{ para } G < 1. \quad (17)$$

Assim, necessita-se somente da TLR, n_1 e n_2 de forma a estimar “s”. A TLR é comumente disponível; n_1 está disponível nos censos ou nas observações de pesquisa do tipo *survey* e é frequentemente muito estável, segundo Yi (1991, p. 67); n_2 pode ser estimado com base em dados de pesquisa do tipo *survey*. A proporção de filhos(as) que finalmente deixam a casa dos pais após o casamento é

$$l = 1 - s. \quad (18)$$

Se a proporção de mulheres que deixam a casa dos pais antes do casamento é “w”, então a proporção de mulheres, vivendo com os pais delas ao casar, que finalmente deixam a casa dos pais, é

$$l = 1 - \frac{1 - n_2}{G(1 - w)}, \text{ para } G \geq 1 \quad e \quad w \leq \frac{G - (1 - n_2)}{G}; \quad (19)$$

$$l = 1 - \frac{G - n_2}{G(1 - w)}, \text{ para } G < 1, \quad n_2 \leq G \quad e \quad w \leq \frac{n_2}{G}. \quad (20)$$

Essas restrições em “ n_2 ” e “w” foram introduzidas para assegurar que as equações produzam valores lógicos para “l”, segundo Yi (1991).

Quando “l” é estimado e a distribuição temporal de deixar a casa dos pais após o casamento, por duração do casamento, é conhecida, a probabilidade média ponderada de deixar a casa dos pais à idade “x” (os pesos são as proporções das durações dos casamentos) pode ser facilmente estimada, segundo Yi (1991).

Seja $g(y)$ a distribuição temporal de deixar a casa dos pais após o casamento, à duração do estado casado “y” (a soma de $g(y)$, para todos os valores de “y”, é igual a um), então os produtos de “l” e $g(y)$ são os eventos reduzidos de deixar a casa dos pais, à duração do estado casado “y”. Aplicando esses eventos reduzidos a uma coorte sintética e usando a técnica de tabela de vida de um único decremento, pode-se calcular a coluna de eventos de deixar a casa dos pais e o número de pessoas em risco, isto é, filhos(as) casados(as) que permanecem com os pais, na ausência de mortalidade. Desse modo, a probabilidade bruta de deixar a casa dos pais em cada duração do estado casado “y”, $k(y)$, pode ser calculada por dividir a coluna de eventos pela coluna de pessoas em risco.

De forma a manter o modelo gerenciável, Yi (1991) optou por não distinguir a duração do casamento como uma variável explícita. A distribuição das durações do estado casado, em cada idade, pode ser determinada pelas taxas de entrada no primeiro casamento e pode ser estimada com base nos dados de primeiro casamento. Portanto, Yi (1991) definiu:

- $j(x,y)$ como sendo a proporção de mulheres de “x” anos de idade com duração do estado casado “y”, onde $y=x-a$, entre as mulheres casadas de “x” anos de idade;
- $r(a)$ corresponde aos eventos observados reduzidos de primeiro casamento, que é definido como o número de primeiros casamentos de mulheres de idade entre “a” e “a+1”, dividido pelo número total de mulheres de idade entre “a” e “a+1”, na ausência de mortalidade;
- $F(x)$ representa os eventos cumulativos reduzidos de primeiro casamento até a idade “x”, de forma que

$$F(x) = \sum_a^x r(a) \quad (21)$$

Conseqüentemente,

$$j(x, y) = \frac{r(a)}{F(x)} \quad (22)$$

Então a probabilidade de que uma mulher casada de “x” anos de idade, vivendo com os pais, deixará a casa dos pais, entre as idades “x” e “x+1”, é estimada pela média ponderada

$$O_2(x) = \sum_{y=0}^{x-15} k(y)j(x, y). \quad (23)$$

Para mulheres, que estavam recentemente casadas durante o intervalo etário “x” a “x+1”, a probabilidade de deixar a casa dos pais entre as idades “x” e “x+1” é $k(0)$, já que a duração, no estado casado, é zero, para essas mulheres.

3.3.2 Probabilidade de morte da mãe de uma mulher de “x” anos de idade

Uma outra importante ocasião, quando adultos no estado não marcador tornam-se marcadores deve-se à morte das mães deles ou das sogras. Para derivar a probabilidade de morte da mãe ou sogra de uma mulher de “x” anos de idade, Yi (1991) derivou, primeiramente, a fórmula para estimar a probabilidade da mãe de uma mulher de “x” anos de idade sobreviver, tomada de Goodman, Keyfitz & Pullum (1974).

Se uma mulher de “x” anos de idade nasceu quando a mãe dela tinha “a” anos de idade, essa mãe deve ter “x+a” anos de idade, se ainda estiver viva. A probabilidade de que a mãe dela sobreviverá é $L(x+a)/L(a)$, onde $L(x+a)$ e $L(a)$ são as funções de sobrevivência de uma tabela padrão de vida. A chance de que uma mulher de “x” anos de idade, escolhida aleatoriamente da população em estudo, ter nascido quando a mãe dela tinha “a” anos de idade é determinada por três fatores: o tamanho da coorte da mãe, a sobrevivência da mãe e a taxa de nascimento da mãe à idade “a”. Quanto maior o tamanho da coorte da mãe e maior a probabilidade de que os membros dessa coorte sobrevivam até a idade “a” e maior a taxa de nascimento à idade “a”, maior a chance de que uma mulher de “x” anos de idade tenha nascido quando a mãe dela tinha “a” anos de idade. Já que a população da tabela de vida do estado familiar é oriunda de determinadas taxas de mortalidade e fecundidade específicas por idade, ambas fixadas, ela pode ser vista como um modelo de população estável. Assim, o multiplicador $e^{-r(a+1/2)}$ leva em conta o tamanho da coorte da mãe; onde “r” é a taxa de crescimento da população estável. A quantidade “r” pode ser estimada com base em determinados regimes de mortalidade e fecundidade, por uma abordagem simples. É bem conhecido que a relação $\sum_a e^{-r(a+1/2)}L(a)m(a) = 1$ permanece na população estável,

onde $m(a)$ é a taxa de nascimento para bebês do sexo feminino. Dado $L(a)$ e $m(a)$, pode-se estimar “ r ”, que satisfaz a relação acima, pelo método iterativo.

A probabilidade de que um membro da coorte da mãe gere o nascimento de uma criança, no intervalo de “ a ” a “ $a+1$ ”, é $e^{-r(a+1/2)}L(a)m(a)$. Ela é também a probabilidade de que uma criança nasça entre as idades “ a ” e “ $a+1$ ” da mãe.

A probabilidade de que a mãe de uma mulher de “ x ” anos de idade está viva, dado que a mulher nasceu à idade “ a ” da mãe, pode ser representada por $e^{-r(a+1/2)}L(a)m(a)\frac{L(x+a)}{L(a)}$.

Totalizando essa probabilidade condicional sobre todas as idades possíveis, obtém-se a probabilidade de, em média, estar viva a mãe de uma mulher de “ x ” anos de idade, representada por $M_1(x)$:

$$M_1(x) = \sum_a e^{-r\left(a+\frac{1}{2}\right)} L(a)m(a) \frac{L(x+a)}{L(a)} = \sum_a e^{-r\left(a+\frac{1}{2}\right)} m(a)L(x+a). \quad (24)$$

Multiplicando a probabilidade de que a mãe de uma mulher de “ x ” anos de idade está viva (condicionada à mulher ter nascido à idade “ a ” da mãe), $e^{-r(a+1/2)}m(a)L(x+a)$, pela probabilidade de morte da mãe, $d(x+a)$, obtém-se a probabilidade de que a mãe de uma mulher de “ x ” anos de idade morrerá entre as idades “ x ” e “ $x+1$ ” dessa mulher (o que corresponde à idade da mãe entre “ $x+a$ ” e “ $x+a+1$ ”), condicionada ao fato de que a mulher nasceu à idade “ a ” da mãe. Totalizando essa probabilidade sobre todas as idades possíveis e dividindo por $M_1(x)$, pode-se remover a condição de que a mulher tenha nascido à idade “ a ” da mãe e derivar a probabilidade de que a mãe de uma mulher de “ x ” anos de idade morrerá entre as idades “ x ” e “ $x+1$ ” dessa mulher, dado que a mãe dessa mulher está viva, quando a mulher alcança a idade “ x ”, representada por $F_1(x)$:

$$F_1(x) = \frac{\sum_a e^{-r\left(a+\frac{1}{2}\right)} m(a)L(x+a)d(x+a)}{\sum_a e^{-r\left(a+\frac{1}{2}\right)} m(a)L(x+a)}. \quad (25)$$

A equação para $M_1(x)$ pode ser modificada para o propósito de estimar a probabilidade de que, em média, uma mulher de “ x ” anos de idade tem uma mãe sobrevivente de uma certa

idade. Por exemplo, pode-se estar interessado em conhecer a probabilidade de que uma mulher de “x” anos de idade tem uma mãe sobrevivente de idade acima de 65 anos, a qual pode ser representada por $M_1(x, >65)$. Já que a mãe sobrevivente, nesse exemplo, tem mais de 65 anos de idade e a mulher tem “x” anos de idade, ela nasceu quando a mãe dela tinha mais de “65-x” anos de idade. Portanto, a fórmula para estimar a probabilidade de que, em média, uma mulher de “x” anos tem uma mãe sobrevivente de mais de 65 anos é

$$M_1(x, >65) = \sum_{a>65-x} e^{-r\left(\frac{a+1}{2}\right)} m(a)L(x+a). \quad (26)$$

As fórmulas para calcular $M_1(x)$ e $M_1(x, >65)$ podem também ser modificadas para estimar a probabilidade de que uma mulher de “x” anos de idade tem um pai sobrevivente. Represente a diferença da idade média ao casar para homens e mulheres por “c”. Assumindo que o pai está vivo, quando do nascimento da filha dele, a probabilidade de sobrevivência do pai de uma mulher de “x” anos de idade, condicionada ao fato de que ela nasceu à idade “a” da mãe dela é

$$e^{-r\left(\frac{a+1}{2}\right)} L(a)m(a) \frac{L'(x+a+c)}{L'(a+c)}, \quad (27)$$

onde $L'(a+c)$ é a probabilidade do homem sobreviver até a idade “a+c”. Totalizando essa probabilidade sobre todas as idades possíveis, obtém-se a probabilidade de que, em média, o pai de uma mulher de “x” anos de idade está vivo, representada por $M_1'(x)$ na equação:

$$M_1'(x) = \sum_a e^{-r\left(\frac{a+1}{2}\right)} m(a)L(a) \frac{L'(x+a+c)}{L'(a+c)}. \quad (28)$$

A probabilidade de que uma mulher de “x” anos de idade tem um pai sobrevivente de mais de 65 anos de idade é

$$M_1'(x, >65) = \sum_{a>65-(x+c)} e^{-r\left(\frac{a+1}{2}\right)} m(a)L(a) \frac{L'(x+a+c)}{L'(a+c)}. \quad (29)$$

A probabilidade de que uma mulher de “x” anos de idade tem pai(s) sobrevivente(s), um dos pais está vivo ou ambos estão vivos, é

$$M_1''(x) = 1 - [1 - M_1(x)][1 - M_1'(x)]. \quad (30)$$

A probabilidade de que os pais de uma mulher de “x” anos de idade estão ambos vivos é

$$M_1'''(x) = M_1(x)M_1'(x). \quad (31)$$

A probabilidade de que uma mulher de “x” anos de idade tem pais(s) sobrevivente(s) de mais de 65 anos de idade é

$$M_1''(x, > 65) = 1 - [1 - M_1(x, > 65)][1 - M_1'(x, > 65)]. \quad (32)$$

A probabilidade de que uma mulher de “x” anos de idade tem ambos os pais sobreviventes acima de 65 anos de idade é

$$M_1'''(x, > 65) = M_1(x, > 65)M_1'(x, > 65). \quad (33)$$

3.3.3 Probabilidade de transição do estado marcador condicionada às mudanças do estado conjugal

Até agora, têm sido apresentadas as fórmulas para uma pessoa com o estado não marcador tornar-se marcador por deixar a casa dos pais, $O_1(x)$ e $O_2(x)$, ou devido à morte da mãe, $F_1(x)$. Já que a mudança do estado marcador também depende da mudança do estado conjugal, é necessário ir além e derivar a probabilidade de transição do estado marcador condicionada à mudança do estado conjugal:

a) solteiro para solteiro. Anteriormente, foi feita a suposição de que uma mulher solteira permanece com o estado não marcador até, pelo menos, a idade de 18 anos. Após essa idade, a probabilidade de que uma mulher solteira torne-se marcador à idade “x” condicionada a permanecer solteira até a idade “x+1”, $C_3(x)$, é a soma da probabilidade da mãe dela morrer no intervalo, $F_1(x)$, e a probabilidade de deixar a casa dos pais como solteira, $O_1(x)$, menos o produto de $F_1(x)$ e $O_1(x)$, porque a morte da mãe e deixar a casa dos pais não são eventos mutuamente exclusivos e foi assumido que eles são independentes; isto é,

$$C_3(x) = F_1(x) + O_1(x) - F_1(x)O_1(x); \quad (34)$$

b) solteiro para casado. Se uma mulher não marcador casa-se no intervalo etário, a duração do casamento dela é zero naquele intervalo e a probabilidade dela deixar a casa dos pais é representada por $k(0)$. A probabilidade da mãe dela morrer no intervalo é $F_1(x)$. O evento da mulher deixar a casa dos pais e o evento de morte da mãe dessa mulher não são mutuamente exclusivos. Como na equação anterior, foi subtraído o produto $k(0)F_1(x)$ da soma de $k(0)$ e $F_1(x)$. Aqui, não foi feita a distinção se a mulher vive com a própria mãe ou com a mãe sobrevivente do marido dela e foi ignorada a diferença de idade da mãe dela e da mãe do marido dela. Assim, a probabilidade de transferir-se do estado não marcador para marcador, condicionada a ocorrência de casamento dessa mulher no intervalo etário, é

$$C_1(x) = k(0) + F_1(x) - k(0)F_1(x); \quad (35)$$

c) solteiro para viúvo ou divorciado. É possível, mas muito raro, para uma garota solteira casar-se e enviuvar-se ou divorciar-se no mesmo ano. Essas transições múltiplas de estado conjugal deveriam, naturalmente, tomar lugar através do casamento. Portanto, assume-se que a probabilidade de que uma garota solteira torne-se marcador, com a condição dela tornar-se viúva ou divorciada no mesmo ano, é a mesma que foi apresentada em “b”, isto é, $C_1(x)$;

d) casado para casado. Se uma mulher não marcador está casada no começo do intervalo etário e permanece assim até o fim do intervalo, as chances dela tornar-se marcador são as seguintes: por deixar a casa dos pais, a qual depende da idade e da duração no estado conjugal casado, $O_2(x)$, ou pela morte da mãe, $F_1(x)$. Já que esses dois tipos de eventos não são mutuamente exclusivos e, foi assumido que eles são independentes, a probabilidade de transferir-se do estado não marcador para o estado marcador, condicionada a estar casada no começo e no fim do intervalo etário, é

$$C_2(x) = O_2(x) + F_1(x) - O_2(x)F_1(x); \quad (36)$$

e) casado para enviuvado ou divorciado. Yi (1991) assumiu que, devido à restrição de moradia ou devido a um desejo emocional por proteção, uma viúva recente ou divorciada permanece com os sogros dela ou retorna para casa dos próprios pais, se ela estava vivendo na casa dos sogros imediatamente antes da morte do marido ou antes do divórcio. Portanto, a probabilidade de que uma mulher casada não-marcaador tornar-se-á marcador,

condicionada ao fato dela tornar-se viúva ou divorciada no intervalo etário, é igual à probabilidade de morte da mãe dela, $F_1(x)$;

f) por uma razão similar àquela apresentada em “e”, Yi (1991) assumiu que a probabilidade de que uma mulher no estado não marcador, enviuvada ou divorciada, torne-se marcador, condicionada ao fato de que ela permaneça enviuvada ou divorciada até o fim do intervalo, é igual a $F_1(x)$;

g) por questão de simplicidade, a probabilidade de que uma mulher no estado não marcador, enviuvada ou divorciada, torne-se marcador, condicionada ao fato dela recasar-se no intervalo, é assumida ser igual à probabilidade de que uma mulher no estado não marcador, atualmente casada, torne-se marcador, condicionada à permanência dela no estado conjugal casado, $C_2(x)$. Essa probabilidade é também aplicada à mulher no estado não marcador, enviuvada ou divorciada, que recasa, mas, logo, divorcia-se (ou torna-se viúva), antes do fim do intervalo.

Os complementos das probabilidades descritas de “a” até “g” são as probabilidades de que uma pessoa com o estado não marcador permaneça como não marcador até o fim do intervalo etário, condicionais às transições correspondentes do estado conjugal.

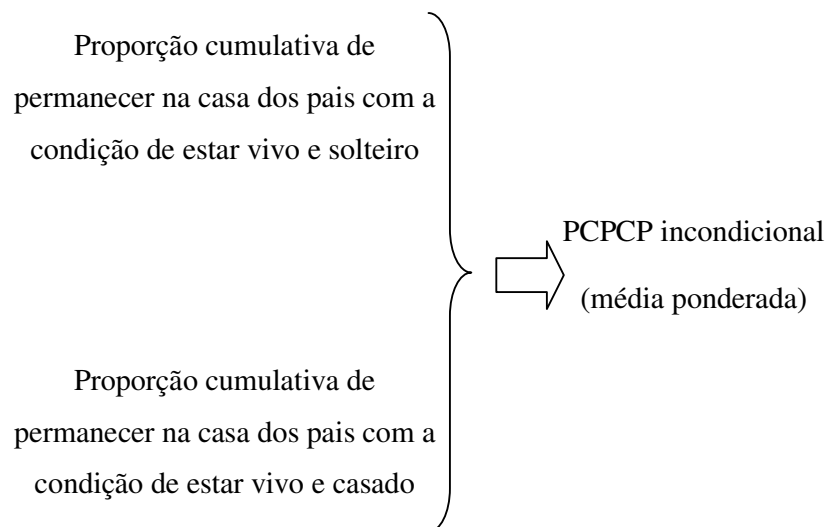
Segundo Yi (1991), não é muito comum para mulheres que já tenham se tornado marcadores de famílias independentes, retornarem à casa dos pais, possivelmente com filhos(as). Por questão de simplicidade, Yi (1991) assume que a probabilidade de mover-se do estado marcador para o estado não marcador, a qual pode ser representada por $R(x)$, depende somente da idade dos marcadores. Essa suposição pode ser removida, se o fenômeno de retornar a casa dos pais é importante e, se dados desse fenômeno, em conexão com a mudança do estado conjugal, estão disponíveis.

3.4 Probabilidade de transição do estado maternal

A mudança do estado maternal, ou seja, o número de filhos(as) vivendo na casa, é calculada pela técnica de tabela parcial de vida. Para cada idade exata “x”, são realizados os cálculos para as idades de zero a “x”. Se os membros da coorte geram nascimentos entre

as idades “ a ” e “ $a+1$ ”, os quais podem ser considerados como estando concentrados na idade “ $a+1/2$ ”, deve-se multiplicar o número de membros dessa coorte pela proporção dos filhos(as) dos membros dessa coorte, que sobrevivem e permanecem na casa dos pais até a idade “ $x-a-1/2$ ” (a criança, que nasce à idade “ $a+1/2$ ” da mãe, terá idade igual a “ $x-a-1/2$ ”, quando a mãe alcança a idade “ x ”), de maneira que se obtenha o número de membros da coorte, cujo estado maternal apresentará progresso. A proporção cumulativa sobrevivendo até a idade “ $x-a-1/2$ ” pode ser obtida com base em uma tabela padrão de vida e mortalidade. A proporção cumulativa de permanecer na casa dos pais (PCPCP) até a idade “ $x-a-1/2$ ”, condicionada à sobrevivência, é estimada pelo procedimento apresentado esquematicamente na FIG. 4.

Figura 4: Procedimento para estimar a proporção cumulativa de permanecer na casa dos pais (PCPCP)



3.4.1 Proporção cumulativa dos filhos(as) permanecerem na casa dos pais com a condição de estarem vivos(as) e solteiros(as)

Os filhos(as) dos membros da coorte podem deixar a casa dos pais antes ou após o casamento. Yi (1991) assume que nenhuma garota solteira deixa a casa dos pais antes da idade de 18 anos. A probabilidade do filho(a) deixar a casa dos pais, específica por idade, em um dado intervalo, após a idade de 18 anos, mas antes do casamento (na ausência de mortalidade), ou seja, $O_1(x)$, foi apresentada anteriormente.

O cálculo da proporção cumulativa de permanecer na casa dos pais até a idade “ $x-a-1/2$ ”, condicionada à sobrevivência e permanência no estado conjugal solteiro até a idade “ $x-a-1/2$ ”, é então obtido:

$$c_1\left(x-a-\frac{1}{2}\right) = 1, \text{ para } \left(x-a-\frac{1}{2}\right) < 18, \quad (37)$$

$$c_1\left(x-a-\frac{1}{2}\right) = \prod_{y=18}^{x-a-\frac{1}{2}} [1 - O_1(y)], \text{ para } \left(x-a-\frac{1}{2}\right) \geq 18. \quad (38)$$

3.4.2 Proporção cumulativa dos filhos(as) permanecerem na casa dos pais com a condição de estarem vivos(as) e casados(as)

Um membro da coorte feminina que deixa a casa dos pais para juntar-se à casa dos pais do marido não é considerado como, realmente, deixando a casa dos pais, já que não resulta em mudança do estado marcador. A estimação da probabilidade de deixar a casa dos pais pelos próprios membros da coorte foi descrita anteriormente na seção 3.3.1, probabilidade de deixar a casa dos pais para uma mulher de “ x ” anos de idade. A probabilidade de um membro da coorte feminina deixar a casa dos pais, depende do número médio de filhas por família e do desejo de co-residência entre pais e filhos(as) casados(as). Entretanto, o estado maternal de um membro da coorte refere-se precisamente ao número dos próprios filhos(as) dela vivendo na casa. Se alguns dos filhos(as) dela deixam a casa, mas se juntam ao sogro ou sogra, é também considerado o evento deixar a casa dos pais, reduzindo, assim, o estado maternal dela. Por outro lado, qualquer um dos cônjuges ou companheiras(os) dos filhos(as) dela, que se juntam a ela, não aumenta o estado maternal dela. Portanto, para determinar o estado maternal dessa mulher, deve-se observar quantos filhos, seja qual for o sexo, um membro da coorte tem e quão forte é o desejo de co-residência por parte da mãe e dos filhos(as) casados(as) dessa mãe.

O procedimento para estimar a proporção de filhos(as) dos membros da coorte que finalmente deixam a casa dos pais foi apresentado por Yi (1991, p. 76). Como no numerador das equações para calcular “ s ” (proporção que permanece na casa dos pais, para

os membros da coorte que estão vivendo na casa dos pais, ao casar), deve-se estimar a proporção geral de pais que vivem com um dos filhos(as) casados(as) deles como

$$s' = 1 - n_2, \text{ para } (G \geq 1), \quad (39)$$

$$s' = G - n_2, \text{ para } (G < 1), \quad (40)$$

onde “G” é o número médio de filhas que sobrevivem até a idade média ao dar a luz uma criança, por mulher de parturição maior ou igual a um.

O número médio de crianças que sobrevivem até a idade média ao dar a luz uma criança e que permanecem na casa dos pais até, pelo menos, o tempo de ocorrência do primeiro casamento, por mulher, é

$$c = \frac{TFTp(m)(1-l_1)}{(1-n_1)}, \quad (41)$$

onde TFT é a taxa de fecundidade total, p(m) é a probabilidade de sobreviver até a idade ao dar a luz uma criança (m), l_1 é a proporção que deixa a casa dos pais antes do casamento, e n_1 é a proporção de mulheres que não tiveram um filho nascido vivo, durante o curso de vida delas.

Em geral, seja s' a proporção geral que vive com um dos filhos(as) casados(as) e “c” o número médio de crianças que sobrevivem até a idade média ao dar a luz uma criança e que não deixam a casa dos pais antes do casamento, apresentado na equação anterior. Yi (1991) assumiu que a primeira criança tem a probabilidade l' de permanecer com os pais após o casamento; a segunda criança tem a probabilidade l' , condicionada à primeira criança deixar a casa dos pais; a terceira criança tem a mesma probabilidade l' , condicionada à primeira e segunda crianças deixarem a casa dos pais, e assim por diante, então

$$l' + (1-l')l' + (1-l')^2l' + \dots + (1-l')^{c-1}l' = s'. \quad (42)$$

Para cada família, “c” é um número inteiro; ao passo que, para uma população, “c” pode ser um número inteiro ou não. A equação anterior é válida quando “c” é um número inteiro ou não.

Com a proporção estimada de filhos(as) dos membros da coorte que finalmente deixam a casa dos pais e uma dada distribuição temporal de deixar a casa dos pais após o casamento, por duração do casamento, pode-se estimar a proporção cumulativa de filhos(as) que permanecem nas casas dos membros da coorte, por duração do casamento, representada por $k'(y)$, através da técnica de uma tabela de vida de um único decremento, explicada na seção 3.3.1.

Já que não é mantida a informação sobre a duração do casamento dos filhos(as) dos membros da coorte, deve-se, novamente, recorrer à média ponderada com os pesos da distribuição das durações de casamento (ver equação para $O_2(x)$). Como definido na seção 3.3.1, seja $j(x-a-1/2, y)$ a proporção de filhos(as) dos membros da coorte de idade “ $x-a-1/2$ ” anos, com duração de casamento igual a “ y ”; então, a proporção cumulativa média ponderada de filhos(as) dos membros da coorte que permanecem na casa dos pais, condicionada aos filhos(as) estarem vivos(as) e casados(as) à idade “ $x-a-1/2$ ”, é

$$c_2' \left(x - a - \frac{1}{2} \right) = \sum_y k'(y) j \left(x - a - \frac{1}{2}, y \right). \quad (43)$$

3.4.3 Proporção cumulativa incondicional de filhos(as) sobreviventes que vivem na casa dos pais

Até o momento, têm sido estimada a proporção cumulativa de filhos(as) dos membros da coorte que permanecem na casa dos pais, condicionada ao fato de que os filhos(as) são sobreviventes solteiros(as) e sobreviventes casados(as). Entretanto, a informação sobre o estado conjugal dos filhos(as) dos membros da coorte não foi mantida; foi mantida, apenas, a informação sobre o estado conjugal dos próprios membros dessa coorte. É necessário estimar a proporção média ponderada cumulativa incondicional, cujos pesos correspondem à proporção de sobreviventes solteiros(as), $p_1(x-a-1/2)$, e a proporção de sobreviventes casados(as), $p_2(x-a-1/2)$. Deve-se notar que a soma de $p_1(x-a-1/2)$ e $p_2(x-a-1/2)$ é igual à proporção cumulativa sobrevivente até a idade “ $x-a-1/2$ ”. As quantidades $p_1(x-a-1/2)$ e $p_2(x-a-1/2)$ podem ser obtidas por uma tabela de nupcialidade de múltiplo decremento, na

qual, dois estados conjugais (solteiro e casado) e um estado de saída (morte) são considerados⁸.

A proporção cumulativa incondicional de filhos(as) dos membros da coorte, sobrevivendo e vivendo na casa dos pais, até a idade “ $x-a-1/2$ ”, é uma média ponderada:

$$h_1\left(x-a-\frac{1}{2}\right) = c_1\left(x-a-\frac{1}{2}\right)p_1\left(x-a-\frac{1}{2}\right) + c_2\left(x-a-\frac{1}{2}\right)p_2\left(x-a-\frac{1}{2}\right). \quad (44)$$

A proporção cumulativa de filhos(as) dos membros da coorte solteiros(as), sobrevivendo e vivendo na casa dos pais, até a idade “ $x-a-1/2$ ”, é:

$$h_2\left(x-a-\frac{1}{2}\right) = c_1\left(x-a-\frac{1}{2}\right)p_1\left(x-a-\frac{1}{2}\right). \quad (45)$$

3.5 Projeção

O tipo de domicílio, composição e tamanho são derivados com base nas características da pessoa de referência apresentadas no QUAD. 4. Como discutido anteriormente, a pessoa de referência será, preferencialmente, uma pessoa adulta do sexo feminino; podendo ser do sexo masculino, se a pessoa adulta do sexo feminino não está presente no domicílio. Nesse QUAD. 4, as características da pessoa de referência, além do sexo, são estado conjugal, parturição, presença de filhos(as) no domicílio, presença de pai/mãe no domicílio. O QUAD. 4 apresenta também o tipo de domicílio familiar em função do número de gerações que o compõe. Os domicílios constituídos por uma geração são aqueles constituídos por uma mulher, um homem ou um casal, que pode co-residir com outras pessoas que não são membros diretos da família. Os domicílios constituídos por duas gerações são aqueles constituídos por um casal, pai ou mãe que reside com, pelo menos, um dos filhos. Quando nesse domicílio de duas gerações, passa a residir pelo menos um dos avós desses filhos, o domicílio é classificado como sendo de três gerações.

⁸ Em idades que são menores que a idade mínima ao casar, $p_1(x)$ é idêntica à probabilidade de sobrevivência. As probabilidades de sobreviver até a idade “ $x+1/2$ ” são aproximadas por $\frac{1}{2}[p(x)+p(x+1)]$, onde $p(x)$ é a probabilidade de sobreviver até a idade “ x ”, a qual pode ser obtida via tabela padrão de vida.

Quadro 4: Tipos e tamanhos de domicílios familiares e tamanhos identificados no modelo de projeção multi-estado

(continua)

Tipo de domicílio familiar	Estado da pessoa de referência				Tamanho	Número de domicílios no ano “t”
	Sexo (s)	Mora com pais (k)	Estado conjugal (m)	Parturição (p)		
Uma geração						
Uma mulher	1	3	1,3,4	≥ 0	0	$G_a^1(t) = \sum_{x=0}^W \sum_{m=1,3,4}^P \sum_{p=0}^P N_{3,m,p,0}(x,t,1)$
Um homem	2	3	1,3,4	≥ 0	0	$G_b^1(t) = \sum_{x=0}^W \sum_{m=1,3,4}^P \sum_{p=0}^P N_{3,m,p,0}(x,t,2)$
Um casal	1	3	2,5	≥ 0	0	$G_c^1(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=2,5}^P \sum_{p=0}^P N_{3,m,p,0}(x,t,1)$
Duas gerações						
Um casal e filhos	1	3	2,5	> 0	> 0	$G_a^2(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=2,5}^P \sum_{p=1}^P N_{3,m,p,c}(x,t,1) - (G_a^3 + G_c^3 + G_e^3)$
Mãe	1	3	1,3,4	> 0	> 0	$G_b^2(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4}^P \sum_{p=1}^P N_{3,m,p,c}(x,t,1) - (G_b^3 + G_d^3 + G_f^3) * R$
Pai	2	3	1,3,4	> 0	> 0	$G_c^2(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4}^P \sum_{p=1}^P N_{3,m,p,c}(x,t,2) - (G_b^3 + G_d^3 + G_f^3) * (1 - R)$

Nota: $N_{k,m,p,c}(x,t,s)$ é a população de idade “x”, sexo “s”, estado “k”, “m”, “p” e “c” no ano “t”. Casais idosos, que vivem com filho já casado (e a esposa do filho, se ele permanece casado) e netos, não são pessoas de referência, já que esse filho tomou a posição de pessoa de referência. Portanto, o número desses casais idosos que é igual a $[G_a^3(t) + G_c^3(t) + G_e^3(t)]$ deve ser subtraído ao calcular $G_a^2(t)$. Similarmente, $[G_b^3(t) + G_d^3(t) + G_f^3(t)]$ deve ser subtraído ao calcular $G_b^2(t)$ e $G_c^2(t)$, onde “R” é o número de mulheres não casadas com mais de 49 anos, que não vivem com os pais e com, no mínimo, um filho ou neto, que vive na casa, dividido pelo número total de mulheres não casadas com mais de 49 anos e homens acima de 51 anos, que não vivem com os pais e com, no mínimo, um filho vivendo na casa. Fonte: Yi, Vaupel & Zhenglian (1997).

Quadro 4: Tipos e tamanhos de domicílios familiares e tamanhos identificados no modelo de projeção multi-estado

Tipo de domicílio familiar	Estado da pessoa de referência				Tamanho	Número de domicílios no ano “t”
	Sexo (s)	Mora com pais (k)	Estado conjugal (m)	Parturição (p)		
Três gerações						
Dois avós, um casal de 2 ^a . geração e filhos	1	1	2,5	>0	>0	$G_a^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=2,5}^P \sum_{p=1}^P N_{1,m,p,c}(x,t,1)$
Um dos avós, um casal de 2 ^a . geração e filhos	1	2	2,5	>0	>0	$G_b^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=2,5}^P \sum_{p=1}^P N_{2,m,p,c}(x,t,1)$
Dois avós, mãe sozinha e filhos	1	1	1,3,4	>0	>0	$G_c^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4}^P \sum_{p=1}^P N_{1,m,p,c}(x,t,1)$
Um dos avós, mãe sozinha e filhos	1	2	1,3,4	>0	>0	$G_d^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4}^P \sum_{p=1}^P N_{2,m,p,c}(x,t,1)$
Dois avós, pai sozinho e filhos	2	1	1,3,4	>0	>0	$G_e^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4}^P \sum_{p=1}^P N_{1,m,p,c}(x,t,2)$
Um dos avós, pai sozinho e filhos	2	2	1,3,4	>0	>0	$G_f^3(t) = \sum_{x=\alpha}^W \sum_{m=1,3,4}^P \sum_{p=1}^P N_{2,m,p,c}(x,t,2)$

Nota: $N_{k,m,p,c}(x,t,s)$ é a população de idade “x”, sexo “s”, estado “s”, estado “k”, “m”, “p” e “c” no ano “t”. Casais idosos, que vivem com filho já casado (e a esposa do filho, se ele permanece casado) e netos, não são pessoas de referência, já que esse filho tomou a posição de pessoa de referência. Portanto, o número desses casais idosos que é igual a $[G_a^3(t) + G_c^3(t) + G_e^3(t)]$ deve ser subtraído ao calcular $G_a^2(t)$. Similarmente, $[G_b^3(t) + G_d^3(t) + G_f^3(t)]$ deve ser subtraído ao calcular $G_b^2(t)$ e $G_c^2(t)$, onde “R” é o número de mulheres não casadas com mais de 49 anos, que não vivem com os pais e com, no mínimo, um filho ou neto, que vive na casa, dividido pelo número total de mulheres não casadas com mais de 49 anos e homens acima de 51 anos, que não vivem com os pais e com, no mínimo, um filho vivendo na casa. Fonte: Yi, Vaupel & Zhenglian (1997).

(fim)

Como aplicação das projeções obtidas para a composição dos domicílios, foi projetada a frota de automóveis de Belo Horizonte, mantendo constante a frequência da posse de automóveis, por idade da pessoa de referência do domicílio e pelo tamanho desse domicílio, no período de 2000 a 2050. Deve-se lembrar que, no modelo de projeção multi-estado utilizado, a pessoa de referência é preferencialmente do sexo feminino, não justificando, assim, a projeção da frota em função do sexo da pessoa de referência.

3.6 Programa ProFamy

As equações matemáticas, que foram apresentadas anteriormente, estão implementadas no programa ProFamy Trial Version 1.11, que foi disponibilizado por Zeng Yi, para o desenvolvimento desse estudo, através da rede mundial de computadores, usando o protocolo de transferência de arquivo enviado por Cao Shuai⁹.

Para a implementação do programa ProFamy, é necessário fornecer: micro-dados referentes ao ano inicial da projeção, especificação do modelo de projeção, taxas de transição, medidas sumárias e a distribuição inicial da população e dos domicílios.

Cada linha da base de micro-dados refere-se a uma pessoa que constitui a amostra da população em estudo; sendo que as colunas apresentam as características de cada pessoa: relação com a pessoa de referência, idade, sexo, estado conjugal, parturição, tipo de domicílio (particular, coletivo), área de residência (rural ou urbana), raça e código do domicílio.

É necessário ter em mente a especificação do modelo, de forma que o código utilizado nessa base de dados esteja coerente com as especificações do modelo. As principais especificações associadas a codificação da base de dados são: idade máxima permitida para cada pessoa, situações conjugais consideradas, idade mínima ao casar e ter filhos, parturição máxima permitida. A idade máxima considerada foi a de 100 anos.

⁹ SHUAI, C. Programa ProFamy Trial version 1.11, disponibilizado por Zeng Yi, por intermédio de Cao Shuai, que forneceu um *link* para obtenção do arquivo executável em 30 jan. 2007.

Nesse estudo, foram consideradas quatro situações conjugais: solteira, casada/unida, separada/divorciada e viúva, e atribuiu a idade mínima de 15 anos para o primeiro casamento/união e para a parturição, que foi truncada em quatro ou mais filhos.

As taxas de: mortalidade, transição de estado conjugal, fecundidade por estado conjugal, sair da casa dos pais e a distribuição do saldo migratório, por idade simples, foram fornecidas ao programa ProFamy, sendo que as taxas de transição foram convertidas, pelo referido programa, nas probabilidades apresentadas nos QUAD.'s 2 e 3. Foram fornecidas também as medidas sumárias, sendo que algumas delas são bastante conhecidas, tais como esperança de vida ao nascer, taxa de fecundidade total, razão de sexo ao nascer, idade média ao primeiro casamento. Os cálculos dessas taxas e medidas sumárias serão apresentados em detalhes no próximo capítulo, bem como a geração do arquivo referente a população e ao domicílio.

Por último, deve-se fornecer a distribuição da população e dos domicílios, no ano inicial da projeção. Necessariamente, a distribuição da população deve ser por idade simples e sexo, e, opcionalmente, por situação conjugal. A utilização da distribuição por situação conjugal não influenciou o resultado da projeção, portanto, optou-se pela entrada mais simples que considera apenas a distribuição por idade simples e sexo. Além dessa distribuição, deve ser fornecida também a distribuição, por grupo etário quinquenal, das pessoas que residem em domicílio coletivo. Finalizando, deve ser fornecida, para o ano inicial da projeção, o total de domicílios por tamanho, que foi limitado em nove ou mais.

As saídas do programa ProFamy podem ser divididas em duas partes, uma referente a projeção da população e outra referente a projeção de domicílios. O programa ProFamy apresenta as projeções da população quanto à distribuição por sexo, situação conjugal e grupo etário quinquenal; sendo que, para as pessoas que residem em domicílio coletivo, a distribuição é apenas por sexo e grupo etário quinquenal, para cada ano desejado. Para a projeção de domicílios, o programa apresenta a distribuição dos mesmos por tamanho e pelas gerações que os compõem, bem como pela distribuição etária da pessoa de referência.

4 CONSTRUÇÃO DAS TAXAS E MEDIDAS PARA PROJEÇÃO DOS DOMICÍLIOS

Nesse capítulo serão descritos os processos de cálculo das taxas de transição e medidas sumárias necessárias para projetar a estrutura dos domicílios, tendo como base os dados referentes ao Censo Demográfico e a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD). Após ter superado o primeiro desafio de identificar a base de dados que possibilitaria o cálculo das taxas de transição, o segundo desafio foi o número reduzido de observações obtido, ao calcular essas taxas por idade simples, sendo necessário agregá-las em grupos etários decenais e, posteriormente, desagregá-las em idades simples. Essas taxas são fundamentais para definir futuramente a composição e o tamanho dos domicílios.

Yi (1991, p. 103) sintetiza, em cinco itens, os dados necessários para projetar a estrutura dos domicílios e que constituem as principais entradas do programa ProFamy. Para cada idade, serão necessárias: 1) taxa de mortalidade específica, preferencialmente, por estado conjugal, 2) taxa de exposição ou ocorrência de primeiro casamento, recasamento, viuvez, divórcio, 3) taxa de exposição ou ocorrência de nascimento por parturição, 4) probabilidade bruta de deixar a casa dos pais antes do casamento, 5) probabilidade de uma pessoa no estado conjugal casado, que vive na casa dos pais, deixar essa casa para cada duração de casamento. No programa ProFamy versão 1.1, elaborado por Zeng Yi, os dois últimos itens são substituídos pela taxa de pessoas que deixam a casa dos pais para cada idade simples, entre as idades de 5 a 49 anos.

No Brasil, o Censo Demográfico de 1991 é o mais recente que permite o cálculo da taxa de exposição ou ocorrência de primeiro casamento, recasamento, viuvez e divórcio, pois apresenta em sua estrutura uma questão referente à duração da situação conjugal atual da pessoa. Foram utilizadas também questões referentes à situação conjugal, considerando, assim, tanto as uniões formais, quanto as informais: "estado conjugal" e "situação conjugal atual da pessoa". A "situação conjugal atual da pessoa" apresenta as seguintes categorias: 1) casada em primeira união; 2) casada em outra união; 3) casada com número de uniões ignorado; 4) separada, desquitada, divorciada ou viúva; 5) solteira e branco para pessoa com menos de 10 anos. O "estado conjugal", por sua vez, detalha a situação conjugal atual da pessoa, apresentando as seguintes categorias: separado(a) não judicialmente;

desquitado(a) ou separado(a) judicialmente, divorciado(a), viúvo(a), ignorado ou branco para pessoa com menos de 10 anos ou que não vive ou não viveu com cônjuge.

Como o Censo Demográfico de 2000 não possui informação sobre a duração da situação conjugal, o Censo Demográfico de 1991 tornou-se referência, principalmente, para o cálculo das taxas de transição conjugal. Os estados conjugais considerados, no modelo de projeção multi-estado, foram: solteiro(a), casado(a), divorciado(a), viúvo(a). A geração dessas informações para cada pessoa será detalhada no item referente ao cálculo da taxa de transição da situação conjugal. Uma vez que os domicílios podem ser constituídos também por casais que não apresentem o estado civil “casado”, mas sim o estado conjugal “unido”, nesse estudo, tanto as uniões formais, quanto as uniões informais serão consideradas. Como serão consideradas também as uniões informais, ao invés do termo “estado conjugal”, será utilizado o termo “situação conjugal”, para o qual, a categoria casado(a) representa casado(a)/unido(a) e a categoria separado(a) representa separado(a)/divorciado(a). As taxas de mortalidade e as taxas de fecundidade por parturição foram calculadas, inicialmente, com base nos dados do Censo Demográfico de 1991 e, posteriormente, com base nos dados do Censo Demográfico de 2000.

Para o cálculo da taxa de sair das casas dos pais, foram utilizadas as informações da PNAD, que por apresentar periodicidade anual, permite calcular essa taxa para cada idade simples. O desenho amostral da PNAD possibilita a expansão dos seus resultados para Região Metropolitana de Belo Horizonte (RMBH), mas não garante a representatividade da amostra para o município, portanto, supor-se-á que essas taxas sejam similares às taxas de sair da casa dos pais para a população de Belo Horizonte. Quando do cálculo dessa taxa, as PNAD's de 2006 e 2007 não estavam disponíveis, utilizando-se, assim, as PNAD's de 2004 e 2005.

Para verificar a adequação desse modelo, a população de Belo Horizonte, observada no Censo Demográfico de 2000, foi comparada com a população projetada a partir de 1991, quanto ao total e estrutura etária populacional, por situação conjugal, e quanto ao total e a distribuição percentual dos domicílios de Belo Horizonte, quanto ao tamanho. Verificada a adequação do modelo, a população de Belo Horizonte, observada no Censo Demográfico de 2000, serviu como base para a projeção até o ano de 2050.

4.1 Geração da população base de Belo Horizonte, em 1991

O programa ProFamy solicita um arquivo referente à população base, no qual, cada linha corresponde a uma pessoa da população e cada coluna corresponde à uma determinada característica dessa pessoa, tais como, relação com a pessoa de referência no domicílio, idade, sexo, situação conjugal, parturição, tipo de domicílio (individual ou coletivo) em que essa pessoa reside, área (urbana ou rural), raça, identificação do domicílio. Através do acesso aos microdados do Censo Demográfico de 1991, foram contabilizados 2.020.161 habitantes, em Belo Horizonte.

O QUAD. 5 apresenta a correspondência entre as categorias da característica “relação com a pessoa de referência no domicílio” apresentada no Censo Demográfico de 1991 e as categorias utilizada pelo programa ProFamy.

Conforme pode ser verificado no QUAD. 5, as condições: genro ou nora, irmão ou irmã, cunhado ou cunhada, outros parentes foram codificadas, para o programa ProFamy, como “outros parentes”. Já as condições: agregado(a), pensionista, empregado(a) doméstico(a), parente do(a) empregado(a) doméstico(a) foram codificadas, para o programa ProFamy, como “não parentes”. A condição no domicílio “avô(ó) ou bisavô(ó)” foi codificada como avô(ó) da pessoa de referência para o programa ProFamy. Da mesma forma, a condição “neto(a) ou bisneto(a)” foi codificada como neto(a) da pessoa de referência. De acordo com as categorias do programa, enteado(a) e sogro(a) deveriam ser codificados como outros parentes, mas foram codificadas como filho(a) e pai/mãe da pessoa de referência, respectivamente. Isso foi necessário porque, no Censo Demográfico de 2000, enteado(a) está na mesma codificação para filho(a) e sogro(a) está na mesma codificação para pai/mãe.

A idade foi truncada em 100 anos ou mais e a parturição, que variou de um a vinte e sete, foi truncada em quatro ou mais, devido à pequena frequência de parturição maior que quatro. Há 42.876 valores omissos para parturição, que corresponde a apenas 4% da população feminina.

Quadro 5: Correspondência entre as categorias referentes à relação com a pessoa de referência no domicílio apresentadas no Censo Demográfico de 1991 e as categorias utilizadas pelo programa ProFamy

Censo Demográfico de 1991	Programa ProFamy
Chefe	Pessoa de referência
Cônjuge	Cônjuge da pessoa de referência
Filho(a)	Filho ou filha
Enteado(a)	
Pai ou mãe	Pai ou mãe
Sogro(a)	
Avô(ó) ou bisavô(ó)	Avô ou avó
Neto(a) ou bisneto(a)	Neto ou neta
Genro ou nora	Outros parentes
Irmão ou irmã	
Cunhado(a)	
Outros parentes	
Agregado(a)	Não parente
Pensionista	
Empregado(a) doméstico(a)	
Parente do(a) empregado(a) doméstico(a)	

Nota: Se a relação com a pessoa de referência é “individual”, o domicílio é coletivo, não havendo, realmente, uma pessoa de referência. Portanto, a pessoa cuja condição no domicílio é “individual” foi classificada como pessoa de referência; caso contrário o domicílio ficaria sem pessoa de referência, ocorrendo erro na geração do arquivo de população base para o Profamy. Em 1991, 7.415 pessoas apresentavam a condição “individual” no domicílio.

Fonte: Yi & Wang ([200-]) e Censo Demográfico de 1991, IBGE.

A situação conjugal atual da pessoa, apresentada no Censo Demográfico de 1991, permite classificar as pessoas como: casada (pela primeira vez, em outra união ou com número de uniões ignorado), solteira, viúva, separada (não judicialmente, desquitada ou separada judicialmente), ou divorciada.

As variáveis “área” e “raça” não serão consideradas no modelo, pois o município de Belo Horizonte é inteiramente urbano e por não ser de interesse, ao estudo, avaliar a influência da raça na formação dos domicílios. Para uma discussão sobre formação de domicílios e raça, ver Yi *et al* ([200-b]) e Andrade & Vos (2002).

Em 1991, dentre os 2.020.161 habitantes de Belo Horizonte, 510.087 são pessoas de referência (25,25%). Tendo como base essas pessoas de referência, pode-se dizer que havia, aproximadamente, 510.087 domicílios, em Belo Horizonte, em 1991. Nesses domicílios, para 10.295 pessoas (0,51%), a situação conjugal era ignorada, sendo que 5.953 delas ocupavam posição de referência no domicílio.

Para que não houvesse alteração na distribuição dos domicílios quanto ao tamanho dos mesmos, optou-se por excluir todas as pessoas pertencentes ao domicílio, em que, pelo menos, para um de seus componentes, a situação conjugal era ignorada. A exclusão desses 9.893 (1,94%) domicílios acarretou a exclusão de 43.239 pessoas (2,14%).

As informações das pessoas não excluídas foram selecionadas do Censo Demográfico de 1991 e copiadas para um arquivo digital, respeitando os tamanhos dos campos de cada variável. Esse arquivo consta de 202.551 registros, ou seja, 202.551 pessoas (sem considerar o peso para expansão da amostra), que se encontravam distribuídas em 50.038 domicílios (sem considerar o peso para expansão da amostra). Esse arquivo digital pode ser considerado uma amostra da população recenseada, sendo que, o peso de cada pessoa será calculado pelo programa ProFamy ao conjugar as informações desse arquivo digital com a tabela do total populacional por idade simples, que também será fornecida ao programa ProFamy.

4.2 Geração da população base de Belo Horizonte, em 2000

Os procedimentos para geração da população base de Belo Horizonte, em 2000, foram os mesmo utilizados para a geração da população base de Belo Horizonte, em 1991. No Censo Demográfico de 2000, a relação com responsável pelo domicílio assume as seguintes categorias: pessoa responsável, cônjuge ou companheiro(a), filho(a)/enteado(a), pai/mãe/sogro(a), neto(a)/bisneto(a), irmão(ã), outro parente, agregado, pensionista, empregado(a) doméstico(a), parente do empregado(a) doméstico(a), individual em domicílio coletivo. Utilizando a informação dessa questão, é possível inferir que dentre os 2.238.526 habitantes, 630.626 deles são as pessoas responsáveis do domicílio e para 5.889 deles, a categoria corresponde a “individual em domicílio coletivo”.

Observa-se que não aparece a codificação para avô(ó) para a relação com o responsável pelo domicílio, não sendo possível utilizar essa categoria para a pessoa de referência no programa ProFamy. Como enteado(a) está na mesma codificação para filho(a) e sogro(a) está na mesma codificação para pai/mãe, essas pessoas foram consideradas como filho(a) e pai/mãe da pessoa de referência, respectivamente, para o programa ProFamy.

A parturição foi obtida através do quesito referente ao total filhos nascidos vivos, tendo sido, posteriormente, limitada em quatro ou mais; ao passo que, a idade simples foi limitada em 100 anos ou mais. O Censo Demográfico de 2000 não apresenta informação sobre a situação conjugal, mas sim sobre o estado civil, que se refere apenas às uniões e separações formais. Conforme será apresentado a seguir, foi obtida uma proxy para a situação conjugal em 2000.

O Censo Demográfico de 2000 apresenta informação sobre a **natureza da última união** (casamento civil e religioso, só casamento civil, só casamento religioso, união consensual ou branco para pessoas com menos de 10 anos), **estado civil** (casado(a), desquitado(a) ou separado(a) judicialmente, divorciado(a), viúvo(a), solteiro(a) ou branco para a pessoa com menos de 10 anos de idade) e se **vive em companhia de cônjuge ou companheiro(a)** (categorias: 1-sim; 2-não, mas viveu; 3-nunca viveu ou branco para pessoa com menos de 10 anos de idade). A situação conjugal foi determinada, cruzando as informações do quesito **estado civil** e do quesito **vive em companhia de cônjuge ou companheiro(a)**, conforme a TAB. 2.

Tabela 2: Distribuição das pessoas de 10 anos ou mais, por estado civil e vivência em companhia de cônjuge ou de companheiro(a), Belo Horizonte, 2000

Estado civil	Vive em companhia de cônjuge/companheiro(a)			Total
	Sim	Não, mas viveu	Nunca viveu	
Casado(a)	662.042	31.150	2.043	695.235
Desquitado(a)/separado(a) judicialmente	10.075	37.590	242	47.907
Divorciado(a)	13.684	34.480	187	48.351
Viúvo(a)	6.516	86.318	153	92.987
Solteiro(a)	132.095	56.987	811.492	1.000.574
Total	824.412	246.525	814.117	1.885.054

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

As pessoas que viviam em companhia de cônjuge ou companheiro(a) foram classificadas como casada. Em relação às pessoas que não viviam com o cônjuge ou companheiro(a), mas que tinham vivido anteriormente com algum cônjuge/companheiro(a) foram classificadas como separada, com exceção dos viúvos e viúvas. As pessoas, que nunca tinham vivido com cônjuge/companheiro(a) e cujo estado civil era “casado(a)”, foram classificadas como separadas.

Por não haver omissão da informação sobre a situação conjugal, pois as pessoas de 10 anos ou menos foram consideradas solteiras, não foi necessário apagar registros do arquivo de microdados elaborado pelo IBGE.

Seguindo os procedimentos descritos para elaboração da base dados para população de Belo Horizonte, em 1991, foi gerado um arquivo em formato ASCII, para 2000. Esse arquivo contém 227.785 registros, ou seja, 227.785 pessoas (sem considerar o peso para expansão da amostra), que se encontravam distribuídas em 64.091 domicílios (sem considerar o peso para expansão da amostra). Após a aplicação do peso para expansão da amostra, esses números correspondem a 2.238.526 habitantes, que se encontravam

distribuídos em 630.626 domicílios (se considerarmos um domicílio para cada pessoa de referência), ou seja, 3,55 habitantes por domicílio.

4.3 Taxa de mortalidade

Tendo em vista que, as taxas de transição da situação conjugal foram calculadas através do Censo Demográfico de 1991, as taxas de mortalidade também foram calculadas, utilizando as informações do Censo Demográfico de 1991 e do Sistema Único de Saúde (SUS).

Antes do cálculo da taxa de mortalidade, foi avaliado o nível de sub-registro da declaração de óbitos através de diferentes métodos: Growth Balance (Brass, 1975), Gerações Sintéticas Extintas (Bennett & Horiuchi, 1981) e Gerações Extintas Ajustado (Hill & Choi, [2004?]), uma vez que eles diferem-se quanto a alguns pressupostos. Em comum, esses três métodos pressupõem que a cobertura do registro de mortes não seja diferencial com a idade, ou seja, pressupõe-se que não haja diferencial da distribuição da mortalidade por idade, e corrige-se apenas o nível.

O método Growth Balance (Brass, 1975) estabelece que a taxa de crescimento da população deve ser igual à diferença entre a taxa de entrada e a de saída, tendo como pressupostos: população estável (taxas de fecundidade e mortalidade constantes), população fechada; grau de cobertura dos óbitos não varia com a idade; grau de cobertura da população não varia com a idade entre dois censos; declaração de idade dos óbitos e da população é boa. Em uma população fechada, o acréscimo na população com idade maior ou igual “x” corresponde ao número de pessoas que completam exatamente a idade “x”, representado por $N(x)$; ao passo que o decréscimo na população com idade maior ou igual a “x” corresponde ao número de óbitos, representado por $D(x+)$. Assim, para uma população fechada e estável, a taxa de crescimento da população pode ser escrita como:

$$r(x+) = \frac{N(x)}{N(x+)} - \left[\frac{D(x+)}{N(x+)} \right], \quad (46)$$

onde $N(x+)$ é o número de pessoas de idade maior ou igual a “x”. Segundo essa equação, as taxas de entrada e saída são linearmente dependentes. Se há um sub-registro de óbitos,

somente uma parte do número total de mortes a partir da idade “x” é registrada, ou seja, ao invés de se ter $D(x+)$, ter-se há uma fração dessa proporção, representada por $D'(x+)$, $D'(x+) = C(x) * D(x+)$, que é o mesmo de dizer que, $D(x+) = \frac{1}{C(x)} * D'(x+)$, onde $C(x)$ é um fator que representa a cobertura dos registros de óbitos para idades maiores ou iguais a “x”. Como se supõe que o grau de cobertura é o mesmo para qualquer grupo etário, ao menos acima da idade de 5 ou 10 anos, $C(x)$ pode ser substituído por uma constante “C”, que não varia com a idade. Assim, a equação a seguir, permite estimar a cobertura do registro de morte:

$$r(x+) = \frac{N(x)}{N(x+)} - \frac{1}{C} * \left[\frac{D'(x+)}{N(x+)} \right], \quad (47)$$

pois a declividade dessa linha que relaciona a taxa de entrada e a taxa de saída, representa a estimativa do fator de correção, que, por sua vez, deve ser aplicado ao total observado de óbitos. Esse método simples pode ser generalizado para populações não estáveis, quando dois ou mais censos estão disponíveis (Hill, 1987).

O método de Gerações Sintéticas Extintas (Bennett & Horiuchi, 1981) tem a vantagem de eliminar o pressuposto da estabilidade da população e ao ser conjugado com a correção do diferencial de cobertura de dois censos, passa a ser conhecido como método Gerações Extintas Ajustado. Esse último método pode apresentar melhores resultados que o método de Gerações Sintéticas Extintas nos casos de: diferencial de cobertura entre dois censos (Hill, 2001), erros na declaração de idade da população ou do óbito, mas é mais sensível a migração (Hill & Choi, [2004?]).

Para que o método de Growth Balance não fosse influenciado pela migração, foi analisado o sub-registro para o intervalo etário de 35 a 74 anos; ao passo que, para o segundo e terceiro métodos, foi considerado o intervalo etário de 15 a 65 anos. O subregistro dos óbitos femininos em 1991, obtido utilizando os dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000 e a média dos óbitos do período de 1989 a 1993, através dos métodos Growth Balance, Gerações Sintéticas Extintas, Gerações Extintas Ajustado, indica coberturas iguais a: 1,61; 1,12 e 1,52, respectivamente; e, para o sexo masculino: 1,61; 1,06 e 1,59, respectivamente. Para ambos os sexos, o método de Growth Balance indica sobre-registro de mortes em Belo Horizonte de, aproximadamente, 60%; ao passo que o método de

Gerações Extintas Ajustado indica sobre-registro de óbito masculino maior do que o de óbito feminino. O método Gerações Sintéticas Extintas é mais sensível à declaração de idade do que o método Growth Balance, justificando, assim, a diferença de cobertura entre os dois métodos. A média das coberturas obtidas pelos três métodos corresponde a 1,42 para ambos os sexos.

Para o ano de 2000, utilizando o número médio de óbitos do período de 1998 a 2002, a médias das coberturas dos três métodos correspondeu a 1,21, para ambos os sexos. Para o sexo feminino, os métodos: Growth Balance, Gerações Sintéticas Extintas, Gerações Extintas Ajustado, estimaram as coberturas de óbitos em: 1,38; 1,07; 1,19, respectivamente; e para o sexo masculino: 1,33; 1,07; 1,22, que, em média, correspondem a 1,21 para ambos os sexos. Entretanto, considerando que há indícios de que os pressupostos dos três métodos de análise de cobertura foram violados, optou-se não corrigir esses óbitos, nesse primeiro momento.

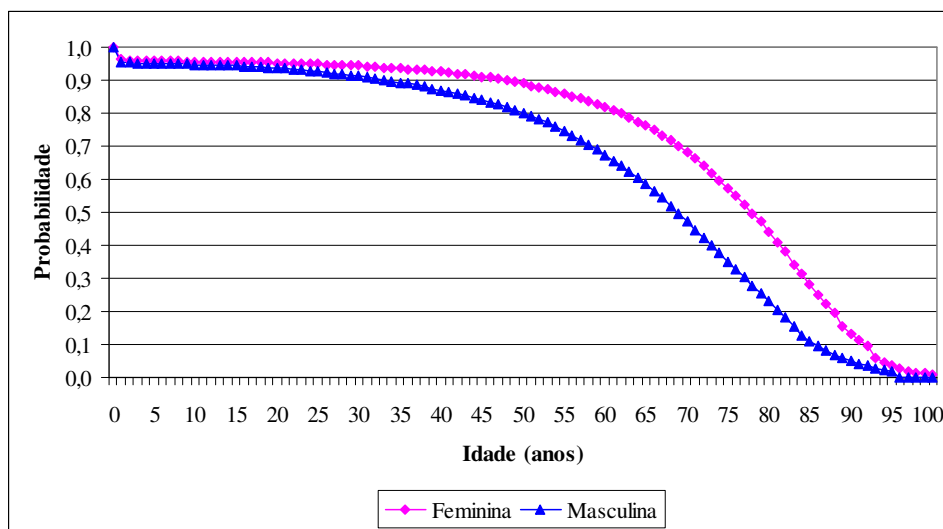
Para determinar a esperança de vida ao nascer, para a população de Belo Horizonte, em 1991, foi utilizado o Censo Demográfico de 1991, considerando a população no meio do período, ou seja, 31 de julho de 1991; e o número médio de óbitos por local de residência, no período de 1989 a 1993 (Brasil, [2007?]). Para os óbitos, foi utilizado um período de 5 anos, de forma a evitar que as taxas de mortalidade fossem influenciadas pela flutuação do número de óbitos de um único ano. A esperança de vida assim obtida correspondeu a 72,3 anos para as mulheres e 63,7 anos para os homens, que estão próximos dos valores calculados por Ribeiro, Botega & Machado (2006), 73,7 anos e 64,1 anos, respectivamente, onde se observa uma diferença entre as esperanças de vida, entre os sexos, de aproximadamente nove anos.

Para determinar a esperança de vida ao nascer, para a população de Belo Horizonte, em 2000, foi determinada a taxa de mortalidade com base no Censo Demográfico de 2000, considerando a população no meio do período, ou seja, 31 de julho de 2000; e o número médio de óbitos por local de residência, no período de 1998 a 2002 (Brasil, [2007?]), constituindo, assim, a tábua de vida. A esperança de vida assim obtida correspondeu a 77,0 anos para as mulheres e 68,8 anos para os homens.

A probabilidade de sobrevivência, no modelo de projeção de domicílios, será considerada independente da situação conjugal, tanto para o sexo feminino, quanto para o sexo

masculino, uma vez que, para as mulheres, a esperança de vida apresentou resultado inconsistente, ao se considerar a situação conjugal “separada”, em 1991. Essa inconsistência pode ser devida à não correspondência entre as categorias maritais do SUS e do Censo Demográfico de 1991. Tendo como base as taxas de mortalidade, foram calculadas as probabilidades de sobreviver até a idade “x”, para o sexo feminino e masculino, apresentadas em GRAF. 2, que serão utilizadas no programa ProFamy.

Gráfico 2: Probabilidade de sobrevivência, para Belo Horizonte, em 1991



Fonte: Censo Demográfico de 1991, IBGE, e número médio de óbitos entre 1989 e 1992 (Brasil, [2007?]).

A probabilidade de sobrevivência feminina é maior do que a masculina desde a primeira idade, tornando-se mais visível a partir da idade de 30 anos, quando a diferença absoluta entre elas passa a ser superior a 0,03. Em 1991, a probabilidade de uma mulher sobreviver até a idade de 65 anos correspondia a 0,76; ao passo que a probabilidade de um homem sobreviver, até essa idade, era de 0,59, ou seja, uma diferença de 0,17. Ao atingir a idade de 80 anos, a probabilidade de sobrevivência feminina de sobreviver até essa idade (0,44) passa a corresponder, a praticamente, ao dobro da probabilidade masculina (0,23). As TABs. A 1, A 2, A 3, A 4, em anexo, apresentam as tabelas de sobrevivência feminina e masculina para a população de Belo Horizonte, em 1991 e 2000, respectivamente; enquanto que a TAB. A 5 apresenta as respectivas probabilidades de sobrevivência.

4.4 Taxa de transição da situação conjugal

Através do quesito situação conjugal atual da pessoa e duração da situação conjugal atual dessa pessoa apresentadas no Censo Demográfico de 1991, é possível calcular, para o período de 1990 a 1991, as taxas de transição para cada situação conjugal: casada pela primeira vez, casada em outra união, casada com número de uniões ignorado, solteira, viúva, separada não judicialmente, desquitada ou separada judicialmente, divorciada.

Como se trata da situação conjugal e não do estado conjugal, as categorias incluem as uniões e separações não registradas em cartório. Para calcular as taxas de transição, as três últimas categorias foram agrupadas em uma única situação conjugal “separada”; ao passo que, as situações conjugais “casada em outra união” e “casada com número de uniões ignorado” foram agrupadas em “recasada”. As situações conjugais a serem consideradas no modelo de projeção multi-estado serão: solteira, casada, separada, viúva.

Admitindo as quatro situações conjugais: solteira, casada, separada, viúva, é necessário calcular as seguintes transições: solteira para casada, casada para separada, separada para casada, viúva para casada. Para saber se houve transição da situação conjugal entre 1990 e 1991, utilizou-se a informação sobre a duração da situação conjugal atual da pessoa. Para aquelas pessoas, cuja duração era menor ou igual a um, considerou-se que houve transição entre as situações conjugais, sendo que, essa transição, iniciou-se quando ela era um ano mais jovem. A transição da situação conjugal de casada para viúva está relacionada à taxa de mortalidade do cônjuge.

Deve-se ressaltar que, através do Censo Demográfico de 1991, não é possível determinar se uma pessoa, cuja situação conjugal era “recasada” em 1991, apresentava situação conjugal “separada” ou “viúva” em 1990. Para dividir esse grupo, uma estimativa foi feita, utilizando a proporção média de pessoas divorciadas que recasam, dentre as divorciadas e viúvas, para os anos de 2004 e 2005, em Belo Horizonte, com base nos dados do Registro Civil, para o sexo feminino e masculino, conforme apresentado em TAB. 3 e TAB. 4, respectivamente.

Tabela 3: Número de mulheres viúvas e divorciadas que recasam e respectiva proporção de divorciadas que recasam dentre as mulheres divorciadas e viúvas, em 2004 e 2005, e proporção média, por grupo etário, de acordo com o Registro Civil, Belo Horizonte

Grupo Etário (anos)	2004			2005			Proporção Média
	Viúva	Divorciada	Proporção	Viúva	Divorciada	Proporção	
29 ou menos	10	117	0,92	11	95	0,90	0,91
30 a 34	9	152	0,94	10	177	0,95	0,95
35 a 39	19	144	0,88	7	164	0,96	0,92
40 a 44	17	120	0,88	24	105	0,81	0,84
45 ou mais	53	155	0,75	75	179	0,70	0,72

Nota: os grupos etários 15 a 19 anos e 20 a 24 anos foram agrupados no grupo etário de “29 anos ou menos”, por apresentarem menos de 100 pessoas divorciadas e viúvas, tanto em 2004, quanto em 2005. Pela mesma razão, os grupos etários 45 a 49 anos, 50 a 54 anos, 55 a 59 anos, 60 a 64 anos, 65 ou mais foram agrupados em “45 anos ou mais”.

Fonte dos dados básicos: Estatísticas do Registro Civil (IBGE, [200-b]).

O número de pessoas recasadas em 1991 que, em 1990, apresentava a situação conjugal “**separada**” foi estimado, multiplicando o número de pessoas recasadas, há menos de um ano, segundo o Censo Demográfico de 1991, pela proporção média de divorciadas que recasam, dentre as pessoas divorciadas e viúvas de Belo Horizonte, segundo o Registro Civil de 2004 e 2005 (ver TAB. 3 para o sexo feminino e TAB. 4 para o sexo masculino).

O número de pessoas recasadas em 1991 que, em 1990, apresentava a situação conjugal “**viúva**” foi estimada, multiplicando as pessoas que estavam recasadas, há menos de um ano, pelo complemento dessa proporção média, ou seja, um menos a proporção média apresentada em TAB. 3 e TAB. 4, para os sexos feminino e masculino, respectivamente.

Tabela 4: Número de homens viúvos e divorciados que recasam e respectiva proporção de divorciados que recasam dentre os homens divorciados e viúvos, em 2004 e 2005, e proporção média, por grupo etário, de acordo com o Registro Civil, Belo Horizonte

Grupo Etário (anos)	2004			2005			Proporção Média
	Viúvo	Divorciado	Proporção	Viúvo	Divorciado	Proporção	
34 ou menos	6	249	0,98	9	294	0,97	0,97
35 a 39	7	240	0,97	7	280	0,98	0,97
40 a 44	11	226	0,95	15	248	0,94	0,95
45 a 49	12	162	0,93	20	157	0,89	0,91
50 a 54	16	121	0,88	15	109	0,88	0,88
55 ou mais	110	194	0,64	129	204	0,61	0,63

Nota: os grupos etários 15 a 19 anos, 20 a 24 anos e 25 a 29 anos foram agrupados no grupo etário de “34 anos ou menos”, por apresentarem menos de 100 pessoas divorciadas e viúvas, tanto em 2004, quanto em 2005. Pela mesma razão, os grupos etários 55 a 59 anos e 60 a 64 anos foram agrupados em “55 anos ou mais”.

Fonte dos dados básicos: Estatísticas do Registro Civil (IBGE, [200-b]).

A taxa de transição da situação conjugal solteira para casada, para cada idade “x”, foi calculada, dividindo-se o número de pessoas solteiras na idade completa “x” em 1990, que, entre 1990 e 1991, passaram para a situação conjugal casada, pela média do total de anos-pessoa na situação conjugal solteira em 1990 com o total de anos-pessoa na situação conjugal solteira em 1991, sendo que esse primeiro total foi corrigido pela razão de sobrevivência (RS), referente a respectiva idade “x”. Essa razão de sobrevivência foi calculada com base no Censo Demográfico de 1991 e no número médio de óbitos registrados pelo DATASUS, no período de 1989 a 1992. A equação a seguir representa esse cálculo:

$$Taxa_{solteira \rightarrow casada} = \frac{\text{solteiras que casaram}_{1990 \rightarrow 1991}}{\frac{1}{2}(\text{solteiras}_{1990} * RS + \text{solteiras}_{1991})}, \quad (48)$$

onde RS representa a razão de sobrevivência, independente da situação conjugal, para a idade “x”. Para as demais transições, foi aplicada a equação acima, substituindo as situações conjugais correspondentes.

Em virtude das grandes variações das taxas calculadas para as idades simples, principalmente para o sexo masculino, as taxas foram recalculadas, considerando os grupos etários decenais e idade mínima de 15 anos. Em seguida, essas taxas foram desagrupadas para as idades simples de 15 a 94 anos, utilizando os coeficientes da interpolação osculatória, baseados na fórmula de Karup-King (Siegel & Swanson, 2004, p. 726). Para os grupos etários “95 a 99 anos” e “100 anos ou mais”, foram utilizadas as taxas observadas para a população de Belo Horizonte, entre 1990 e 1991.

As TAB's. 5 e 6 apresentam as taxas decenais de transição das situações conjugais para a população de Belo Horizonte, entre 1990 e 1991, para o sexo feminino e masculino, respectivamente. As taxas femininas de transição da situação conjugal de solteira para casada para os grupos etários de 15 a 24 anos e 25 a 34 anos são maiores do que um, indicando, que o tempo médio vivido pelas mulheres desses grupos etários, na situação conjugal casada, situa-se entre 1,1 e 1,5 anos-pessoa, respectivamente. As respectivas taxas masculinas são maiores do que um, a partir do grupo etário de 25 a 34 anos, que corresponde a 2,18 anos-pessoa. Enquanto as taxas femininas de transição da situação conjugal de casada para separada podem ser consideradas próximas das taxas masculinas, as taxas femininas de recasamento são inferiores às respectivas taxas masculinas.

As taxas de transição da situação conjugal de solteira para casada, para as idades de 60 a 63 foram obtidas, por interpolação, das taxas obtidas para as idades de 59 e 64 anos, para o sexo feminino, devido a ocorrência de valores negativos, após a aplicação dos coeficientes da fórmula de Karup-King. Esse procedimento foi também utilizado para as taxas de transição da situação conjugal de viúva para casada, para as idades de 60 a 63 anos, também para o sexo feminino.

Algumas taxas masculinas de transição da situação conjugal de casado para separado eram positivas para as idades acima de 70 anos, mas foram substituídas por zero; pois é razoável considerar que a separação, nessas idades, é um evento raro.

Freire, Araújo & Aguirre ([2005?]) observaram que as maiores probabilidades de primeira união formal ocorrem nas primeiras idades, abaixo dos 30 anos, no Brasil, sendo bem mais alta para as mulheres que para os homens, que eram próximas a 0,4 e 0,2, respectivamente, para o grupo etário de 30 a 34 anos. Essa observação está em consonância com as taxas de transição da situação conjugal de solteira para casada, que foram calculadas nesse trabalho

e apresentaram os maiores valores para os grupos etários de 25 a 34 anos, para ambos os sexos, em Belo Horizonte¹⁰. Para o grupo etário de 15 a 24 anos, a taxa feminina é maior que a masculina que se deve ao fato das mulheres ingressarem ao matrimônio a idades mais jovens em relação ao dos homens (Freire, Araújo & Aguirre, [2005?]; Berquó & Loyola, 1984).

Tabela 5: Taxas decenais de transição da situação conjugal, para a população feminina, Belo Horizonte, 1990 a 1991

Grupo Etário (anos)	Transição da Situação Conjugal			
	Solteira→Casada	Casada→Separada	Separada→Casada	Viúva→Casada
15 a 24	1,09977	0,60336	1,53746	1,65338
25 a 34	1,53643	0,39109	1,09515	0,51736
35 a 44	0,69021	0,26915	0,60174	0,18333
45 a 54	0,15179	0,17417	0,23222	0,08530
55 a 64	0,01626	0,07634	0,06553	0,00877
65 a 74	0,00000	0,01953	0,17033	0,00731
75 a 84	0,00000	0,06486	0,00000	0,00000
85 a 94	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
95 a 99	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000

Nota: para o grupo etário de 85 a 94 anos, o número de mulheres separadas, que recasam, é menor do que 100 (58 mulheres).

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

¹⁰ Ao considerar, para Belo Horizonte, o grupo etário de 30 a 34 anos, obteve-se a probabilidade igual a 0,48, para o sexo feminino, e 0,70, para o sexo masculino. Conforme será apresentado, mais adiante, essas taxas foram reduzidas em 15% e 40%, respectivamente, resultando em probabilidades iguais a 0,41 e 0,42, respectivamente. Percebe-se, assim, que ao considerar, para Belo Horizonte, tanto as uniões formais, quanto as informais, a probabilidade feminina aproxima-se mais daquela observada por Freire, Araújo e Aguirre ([2005?]), para o Brasil, do que a probabilidade masculina. A menor probabilidade masculina de uniões formais, para o Brasil, pode indicar que os homens tendem, realmente, a apresentar uma maior probabilidade de apresentar união informal, justificando, assim, o fato de que a probabilidade masculina observada para Belo Horizonte corresponda, praticamente, ao dobro da que foi observada para o Brasil.

Tabela 6: Taxas decenais de transição da situação conjugal, para a população masculina, Belo Horizonte, 1990 a 1991

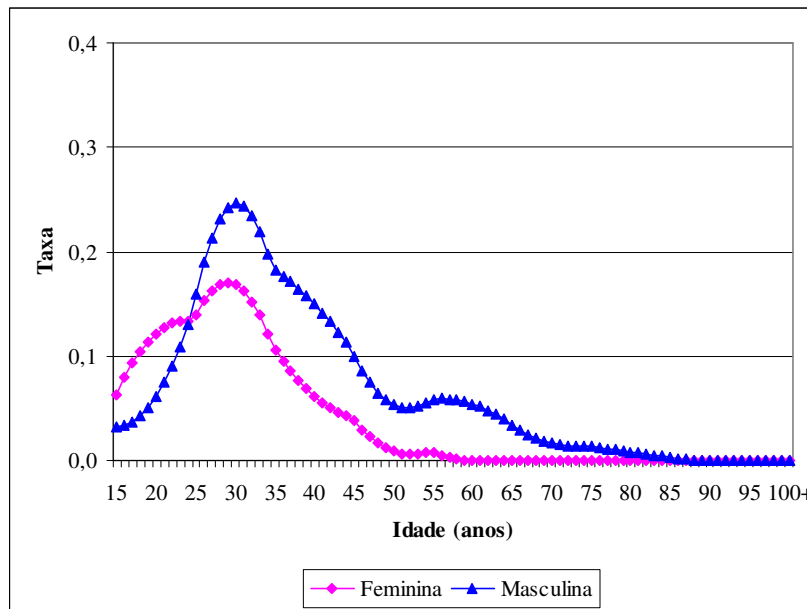
Grupo Etário (anos)	Transição da Situação Conjugal			
	Solteiro→Casado	Casado→Separado	Separado→Casado	Viúvo→Casado
15 a 24	0,66328	0,60028	3,30734	2,34241
25 a 34	2,17828	0,25670	2,25993	1,70823
35 a 44	1,51301	0,11285	2,13709	0,76533
45 a 54	0,64469	0,04862	1,87448	0,66624
55 a 64	0,52796	0,03565	0,88211	0,41601
65 a 74	0,20288	0,00359	0,55656	0,12964
75 a 84	0,08734	0,00000	0,46312	0,02374
85 a 94	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
95 a 99	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000

Nota: a taxa decenal dos viúvos, que recasam, para o grupo etário de 15 a 24 anos, foi calculada, tendo como base um número de viúvos menor que 100 (49 homens).

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

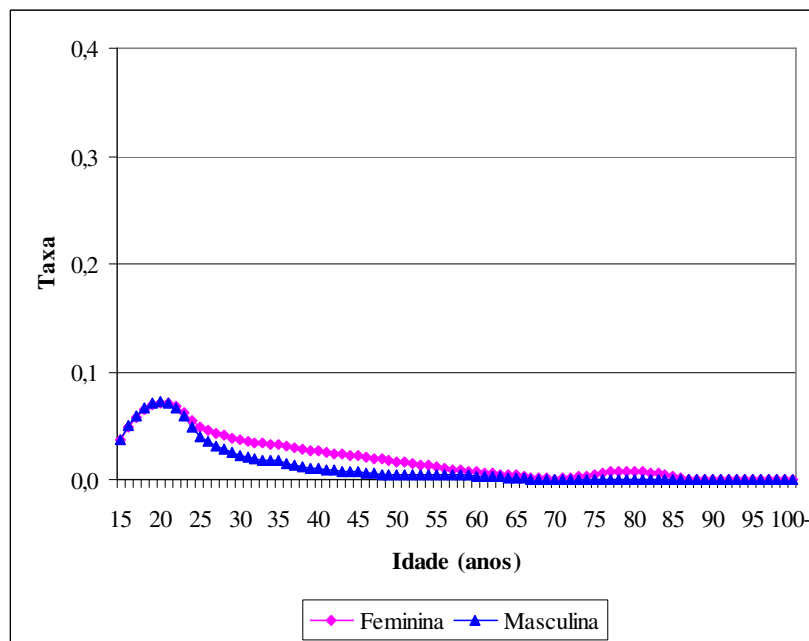
Os GRAF's. 3, 4, 5 e 6 apresentam as taxas de transição da situação conjugal de solteira para casada, casada para separada, separada para casada, viúva para casada, respectivamente, para a população de Belo Horizonte, entre 1990 e 1991. O GRAF. 4 mostra que a taxa feminina de transição da situação conjugal de casada para separada, para Belo Horizonte, é praticamente igual à taxa masculina até a idade de 21 anos, tornando-se o dobro após a idade de 35 anos.

Gráfico 3: Taxa de transição da situação conjugal solteira para casada, por idade simples, Belo Horizonte, 1991



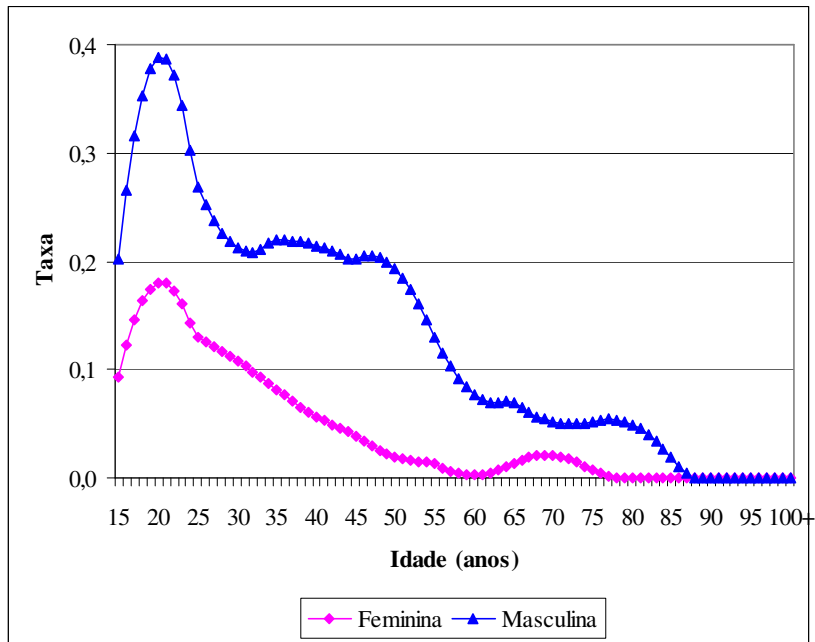
Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Gráfico 4: Taxa de transição da situação conjugal casada para separada, por idade simples, Belo Horizonte, 1991



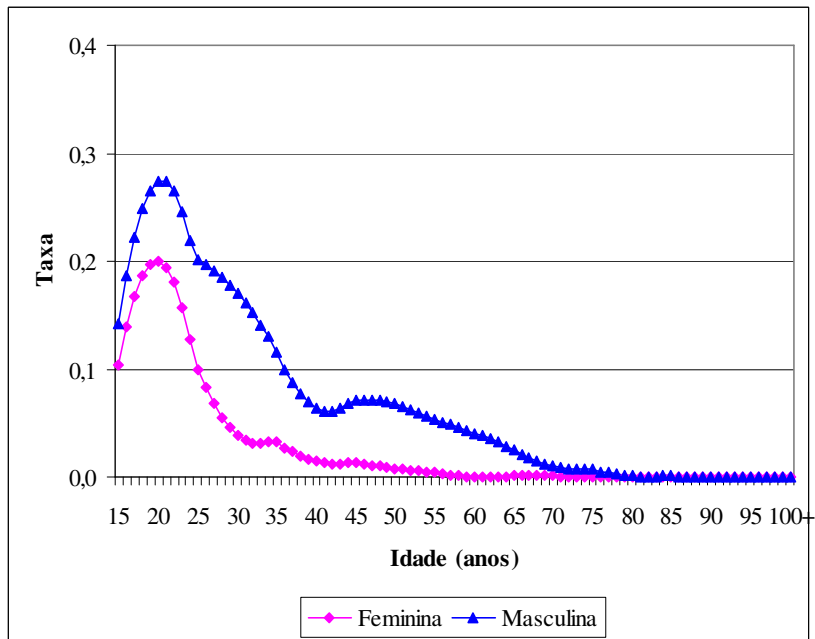
Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Gráfico 5: Taxa de transição da situação conjugal separada para casada, por idade simples, Belo Horizonte, 1991



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Gráfico 6: Taxa de transição da situação conjugal viúva para casada, por idade simples, Belo Horizonte, 1991



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Freire, Araújo & Aguirre ([2005?]) observaram que as maiores probabilidades de separação judicial vão dos 25 ao 29 anos, aproximadamente 0,035 para ambos os sexos; ao passo que as probabilidades de divórcio aumentam até as idades de 35 a 39 anos, e situavam-se entre 0,020 e 0,025, para ambos os sexos. Ao analisar a TAB's. 5 e 6, percebe-se que a taxa de separação para Belo Horizonte é maior para o grupo etário de 15 a 24 anos, ao invés de 25 a 29 anos, provavelmente, por incluir além da separação judicial, as separações não formais.

As taxas masculinas de transição da situação conjugal de separado para casado são bem superiores às taxas femininas calculadas para Belo Horizonte, em 1991, conforme pode ser verificado no GRAF. 5, principalmente, para as idades de 51 a 63 anos. Conforme destacado por Freire, Araújo & Aguirre ([2005?]), no Brasil, o reingresso de uma mulher divorciada num novo casamento oficial é bem menos provável que do o recasamento de um homem divorciado, cuja probabilidade de recasamento de pessoas divorciadas assume os maiores valores para o grupo etário de 30 a 34 anos. Além disto, segundo os autores, devido à sobremortalidade masculina e à maior probabilidade de recasamento dos homens, quanto mais avançada for a idade com que a mulher dissolve seu casamento menor será o “estoque” de homens no mercado com a mesma faixa etária, dificultando assim o recasamento ou re-união das mesmas. Em Belo Horizonte, as maiores taxas referem-se ao grupo etário de 15 a 24 anos, sendo que as taxas masculinas mantêm valores relativamente altos entre as idades de 30 e 50 anos. Novamente, a ocorrência de maiores taxas para os grupos etários de 15 a 24 anos pode ser devida à inclusão tanto de separações, quanto de uniões informais.

Conforme pode ser verificada no GRAF. 6, as taxas masculinas de transição da situação conjugal de viúvo para casado são superiores às taxas femininas, sendo que a partir da idade de 25 anos, a taxa masculina corresponde ao dobro da taxa feminina. Para o Brasil, Freire, Araújo & Aguirre ([2005?]) calcularam as probabilidades de recasamento de pessoas viúvas, que assumiram os maiores valores para o grupo etário de 25 a 29 anos, para ambos os sexos, sendo que a probabilidade masculina corresponde ao triplo da probabilidade feminina. À idade de 55 anos, a taxa de transição de uma mulher viúva para a situação conjugal casada torna-se menor que 0,01; ao passo que, para o sexo masculino, somente à idade de 77 anos. Berquó (1986) já tinha demonstrado que, em 1980, a proporção de viúvas era 4,5 vezes maior do que a proporção de viúvos, que está associada

à sobremortalidade masculina e à um mercado matrimonial menos favorável para as mulheres ou à uma opção voluntária de permanecerem não casadas.

As taxas femininas de transição da situação conjugal de separada para casada são superiores às taxas femininas de transição da situação conjugal de viúva para casada a partir da idade de 23 anos, sendo que, a partir da idade de 28 anos, elas correspondem ao dobro, o que demonstra uma menor frequência de recasamento por parte das viúvas em relação às separadas, ao comparar os GRAF's. 5 e 6, e também em relação às solteiras, com exceção das solteiras de 15 a 23 anos e de algumas idades acima de 50 anos.

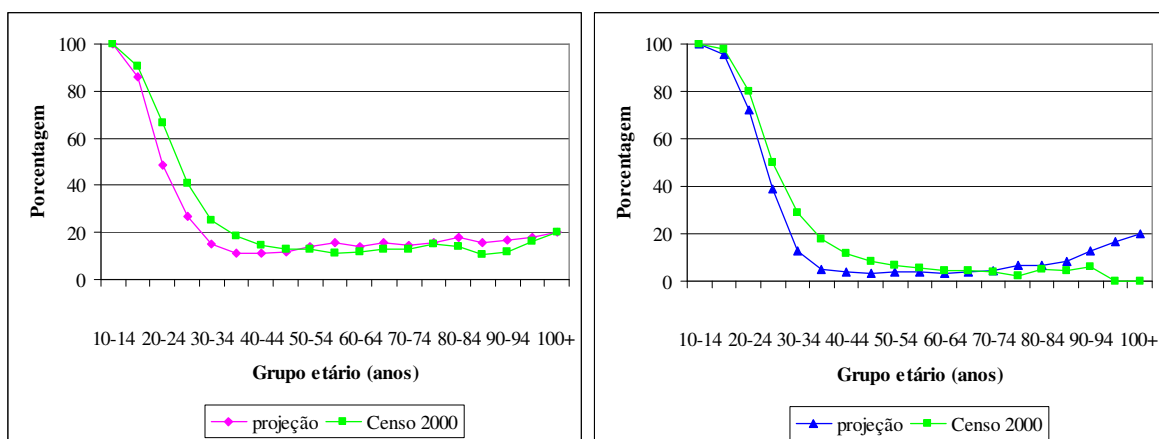
4.4.1 Comparação da projeção de 1991 para 2000 com o Censo de 2000

Com o objetivo de testar a qualidade das taxas de transição, projetou-se a população de Belo Horizonte para 2000, tendo como base a população observada através do Censo Demográfico de 1991.

Os GRAF's 7 a 10 apresentam as distribuições etárias, por situação conjugal, da população projetada para Belo Horizonte, para 2000, tendo como base a população observada no Censo Demográfico de 1991. Os resultados indicaram a necessidade de reajustar as taxas de transição da situação conjugal para alguns grupos etários, de forma que se tornassem próximas as distribuições projetada e observada através do Censo Demográfico de 2000.

As taxas de primeiro casamento, para os grupos etários de 15 a 24 anos, foram reduzidas e nova projeção foi obtida, para que a distribuição projetada e observada fosse novamente comparada. Após várias simulações, as taxas femininas de transição da situação conjugal de solteira para casada foram reduzidas para os grupos etários: 15 a 24 anos (redução de 70%), 25 a 29 anos (redução de 20%), 30 a 34 anos (redução de 15%); ao passo que, as taxas, a partir do grupo etário de 40 anos foram aumentadas: 40 a 44 anos (elevação de 20%), 45 a 49 anos (elevação de 40%), 50 a 100 anos ou mais (elevação de 80%). As taxas femininas de transição da situação conjugal de casada para separada foram aumentadas para os seguintes grupos etários: 15 a 39 anos (elevação de 80%), 40 a 49 anos (elevação de 90%), 50 a 59 anos (elevação de 60%). Esses fatores para ajuste das taxas podem ser consultados na TAB. A 29, em anexo.

Gráfico 7: Distribuição percentual da população observada, no Censo Demográfico de 2000, e população projetada, por sexo e grupo etário, para a situação conjugal solteira, Belo Horizonte, 2000

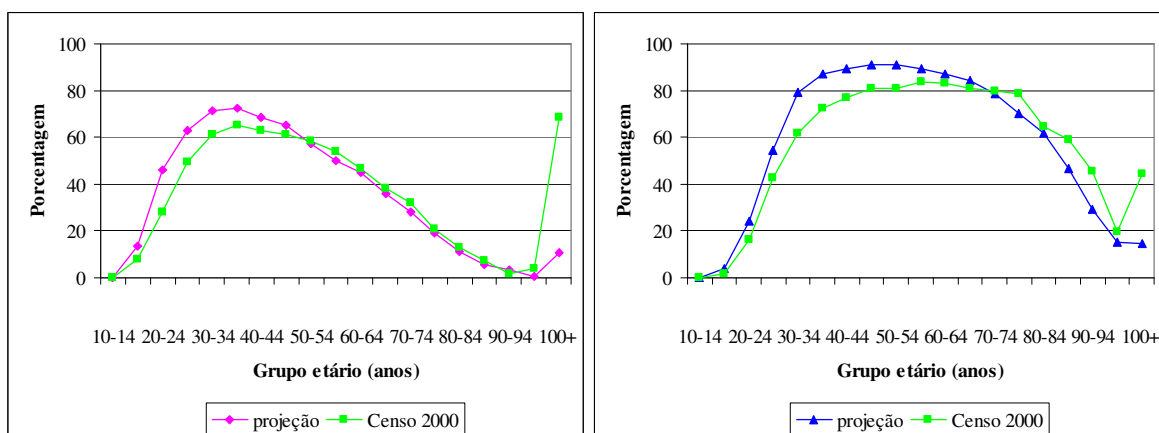


a) sexo feminino

b) sexo masculino

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Gráfico 8: Distribuição percentual da população observada, no Censo Demográfico de 2000, e população projetada, por sexo e grupo etário, para a situação conjugal casada, Belo Horizonte, 2000

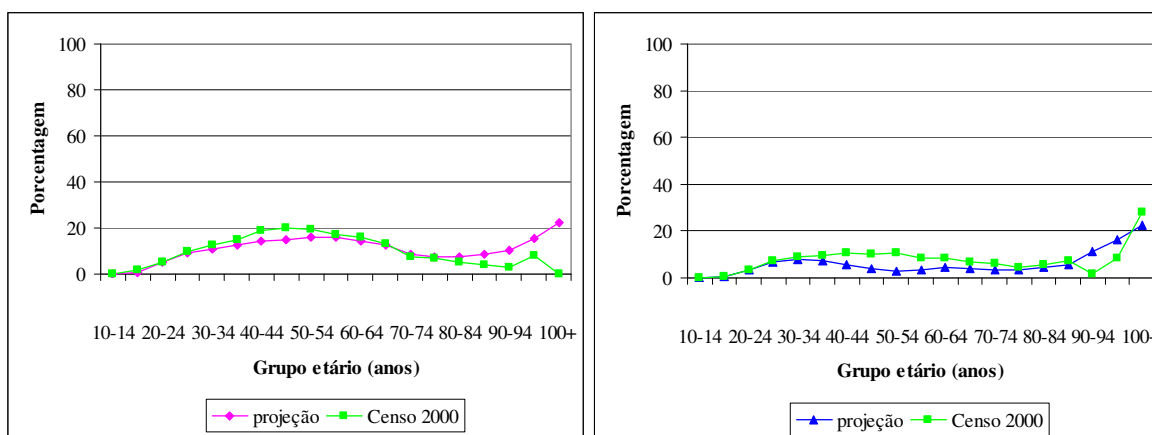


a) sexo feminino

b) sexo masculino

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Gráfico 9: Distribuição percentual da população observada, no Censo Demográfico de 2000, e população projetada, por sexo e grupo etário, para a situação conjugal separada, Belo Horizonte, 2000

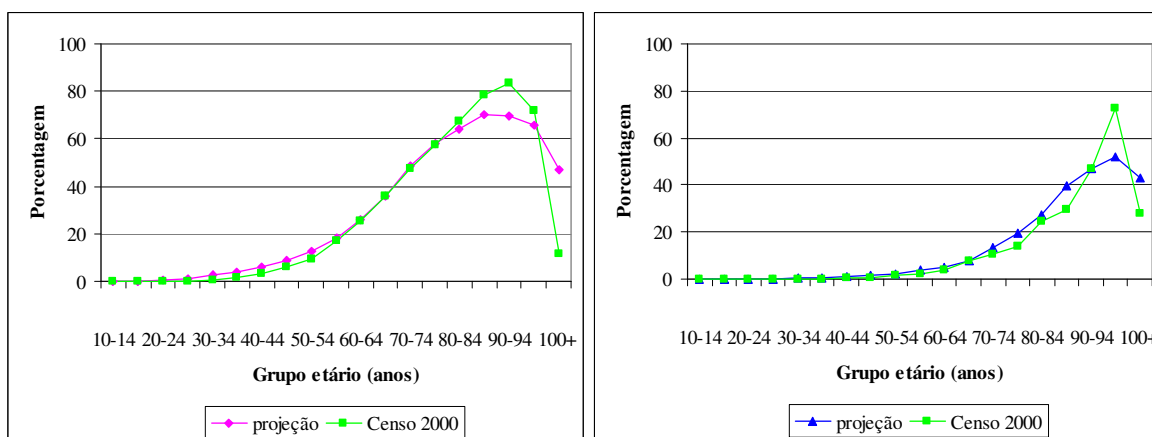


a) sexo feminino

b) sexo masculino

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Gráfico 10: Distribuição percentual da população observada, no Censo Demográfico de 2000, e população projetada, por sexo e grupo etário, para a situação conjugal viúva, Belo Horizonte, 2000



a) sexo feminino

b) sexo masculino

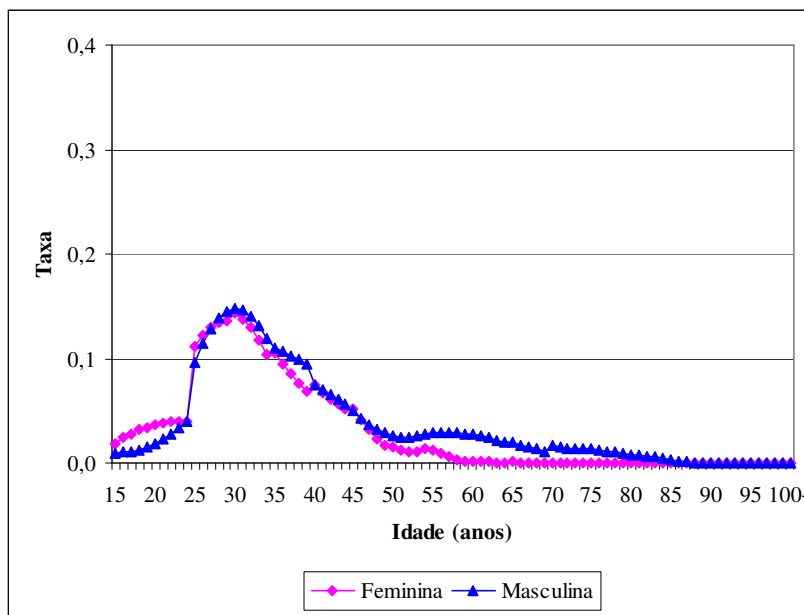
Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

O que pode ter ocasionado a necessidade de ajustes dessas taxas pode ser qualidade da informação referente à duração da situação conjugal atual de cada pessoa, pois, as

distribuições da situação conjugal em 1991 e 2000, apresentaram-se bem semelhantes. Da mesma forma, várias simulações foram realizadas, aplicando-se diferentes fatores de correção às taxas de transição masculina. As taxas masculinas de transição da situação conjugal de solteiro para casado foram reduzidas para os grupos etários: 15 a 24 anos (redução de 70%), 25 a 39 anos (redução de 40%), 40 a 64 anos (redução de 50%), 65 a 69 anos (redução de 40%). As taxas masculinas de transição da situação conjugal de casado para separado foram aumentadas para o grupo etário de 40 a 59 anos (elevação de 95%).

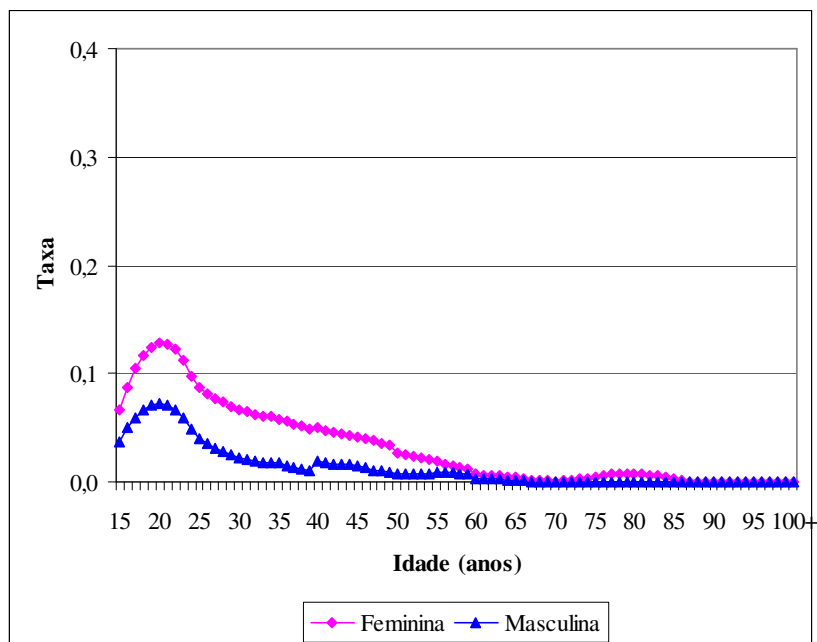
As taxas de transição da situação conjugal separada para casada não foram alteradas, uma vez que os fatores de correção foram aplicados, primeiramente, tanto às taxas de transição da situação conjugal solteira para casada, quanto às taxas de transição conjugal casada para separada. Esses fatores fizeram com que a distribuição etária da população projetada para a situação conjugal separada, em 2000, tornasse semelhante à respectiva distribuição etária observada em 2000. A distribuição etária da população projetada para a situação conjugal viúva assemelha-se bastante à respectiva distribuição observada, em 2000; não sendo necessário, assim, a correção das taxas de transição da situação conjugal de viúva para casada. As TAB's. A 7 e A 9, em anexo, e os GRAF's. 11 e 12 apresentam as taxas corrigidas de transição conjugal para o sexo feminino e masculino, respectivamente.

Gráfico 11: Taxa corrigida de transição da situação conjugal solteira para casada, por idade simples, Belo Horizonte, 1991



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Gráfico 12: Taxa corrigida de transição da situação conjugal casada para separada, por idade simples, Belo Horizonte, 1991



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Em relação às taxas originais, percebe-se que as taxas corrigidas de transição da situação conjugal de solteira para casada diminuíram, principalmente, até a idade de 30 anos; ao passo que as taxas de transição de casada para separada aumentaram desde os grupos etários mais jovens para o sexo feminino, e após os 45 anos para o sexo masculino.

4.5 Taxa de fecundidade por parturição e situação conjugal

Para cada situação conjugal, a taxa de fecundidade foi calculada com base na idade do último filho nascido vivo, após separar as mulheres por ordem de parturição. Com base na idade do último filho nascido vivo, é possível determinar se a mulher teve filho entre 1990 e 1991, ou seja, se a idade do filho é menor que um. Observou-se que as idades que apresentaram as maiores porcentagens de mulheres, cujo filho tinha a idade completa menor que um ano, pertenciam ao grupo etário de 20 a 24 anos (27,2% dos nascimentos) e de 25 a 29 anos (30,8% dos nascimentos), totalizando, 58% dos 36.845 nascimentos

ocorridos entre 1990 e 1991. De acordo com o Censo Demográfico de 1991, havia 1.063.988 mulheres em Belo Horizonte, sendo que, para 32.190 delas, a idade do último filho nascido vivo é ignorada e, para 383.390 delas, a informação é omissa, totalizando, assim, 416.029 omissões (39,1%). Em relação ao total de filhos e filhas tidos nascidos vivos, há 42.877 mulheres para as quais esse total é ignorado.

Para verificar a qualidade dos níveis e padrões de fecundidade estimados, foi utilizado o método de Brass (1975, p. 24) referente à razão P/F, através da informação sobre número médio de filhos tidos pela mulher (P) e a fecundidade nos 12 meses anteriores à pesquisa (F). Ao comparar essas informações sobre fecundidade acumulada e fecundidade corrente, é possível determinar o fator de correção a ser aplicado à fecundidade, caso haja divergência entre as informações. Utilizando o Censo Demográfico de 1991, a razão da parturição pela fecundidade do segundo grupo etário (20 a 24 anos) corresponde a 0,99 – indicando, assim, que não há necessidade de corrigir o número de filhos nascidos, para todas as idades maternas, para Belo Horizonte. A mesma conclusão é válida para 2000, pois a razão da parturição pela fecundidade do segundo grupo etário (20 a 24 anos) corresponde a 1,00.

Em 1991, considerando todas as parturições, a taxa de fecundidade total, para as mulheres de 15 a 49 anos, correspondeu a 1,85 filhos, que está próximo ao valor (1,99 filhos) obtido por Wong & Perpétuo (2000) para Belo Horizonte, em 1992. Em 2000, a taxa de fecundidade total, para as mulheres de 15 a 49 anos, decaiu para 1,64 filhos.

Após agrupar as parturições em quatro ou mais filhos, a idade da mãe foi retrocedida para 1990, para determinar quantas mulheres passaram de uma parturição de ordem zero para ordem um, de ordem um para ordem dois, de ordem dois para ordem três, de ordem três ou mais para quatro ou mais, considerando-se a situação conjugal apresentada pela mãe em 1991: solteira, casada, separada ou viúva. De forma similar ao cálculo da taxa de transição da situação conjugal, corrigiu-se o total de anos-pessoa pela razão de sobrevivência referente a cada idade “x” da mãe.

As taxas de nascimento por parturição foram calculadas para os grupos decenais das mulheres, cuja situação conjugal, em 1991, era casada; bem como para os grupos decenais das mulheres, cuja situação conjugal, em 1991, era solteira, viúva ou separada, por ordem de nascimento, ou seja, por parturição.

As TAB's. 7, 8, 9 e 10 apresentam as taxas decenais de ocorrência de nascimento por ordem de nascimento, entre 1990 e 1991, para as mulheres, cuja situação conjugal, em 1991, era casada, separada, solteira e viúva, respectivamente.

Tabela 7: Taxas decenais de ocorrência de nascimento por ordem de nascimento, entre 1990 e 1991, das mulheres casadas, Belo Horizonte, 1991

Grupo Etário (anos)	Ordem de Nascimento				
	1	2	3	4 ou mais	Geral
15 a 24	2,985	3,105	2,310	2,737	2,926
25 a 34	2,232	2,058	0,924	0,801	1,399
35 a 44	0,819	1,045	0,268	0,186	0,320
45 a 54	0,036	0,028	0,031	0,015	0,020

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela 8: Taxas decenais de ocorrência de nascimento por ordem de nascimento, entre 1990 e 1991, das mulheres separadas, Belo Horizonte, 1991

Grupo Etário (anos)	Ordem de Nascimento				
	1	2	3	4 ou mais	Geral
15 a 24	1,449	1,091	0,862	3,171	1,295
25 a 34	0,650	0,249	0,466	0,508	0,433
35 a 44	0,349	0,380	0,141	0,141	0,197
45 a 54	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela 9: Taxas decenais de ocorrência de nascimento por ordem de nascimento, entre 1990 e 1991, das mulheres solteiras, Belo Horizonte, 1991

Grupo Etário (anos)	Ordem de Nascimento				
	1	2	3	4 ou mais	Geral
15 a 24	0,136	1,190	1,472	0,806	0,173
25 a 34	0,126	0,322	0,668	0,366	0,166
35 a 44	0,045	0,077	0,114	0,000	0,049
45 a 54	0,000	0,086	0,000	0,000	0,010

Nota: a taxa para a ordem “4 ou mais” e grupo “15 a 24”anos foi calculada, para 232 mulheres, e correspondia a 4,321. Uma vez que essa taxa é inconsistente com o grupo etário de 15 a 24 anos, ela foi substituída pelo valor de 0,806. Esse valor foi obtido, multiplicando a taxa de ocorrência de nascimento obtida para o grupo de 25 a 34 anos e ordem de nascimento “4 ou mais” pela razão das taxas de ocorrência de nascimento entre os grupos etários “15 a 24” e “25 a 34”, para a ordem de nascimento 3.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela 10: Taxas decenais de ocorrência de nascimento por ordem de nascimento, entre 1990 e 1991, das mulheres viúvas, Belo Horizonte, 1991

Grupo Etário (anos)	Ordem de Nascimento				
	1	2	3	4 ou mais	Geral
15 a 24	5,042	1,919	0,000	0,000	2,107
25 a 34	0,000	0,114	0,166	0,459	0,262
35 a 44	0,168	0,000	0,107	0,126	0,113
45 a 54	0,281	0,000	0,000	0,016	0,020

Nota: para o grupo etário de 15 a 24 anos e ordem 1, 3 e 4 ou mais, o número de mulheres é igual a 80, 52 e 29, respectivamente. Para o grupo etário de 15 a 24 anos e ordem 2, esse número é 103.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Para obter as taxas de fecundidade por idade simples, as taxas decenais foram desagregadas, utilizando os coeficientes da interpolação osculatória, baseados na fórmula de Karup-King (Siegel & Swanson, 2004, p. 726).

A taxa decenal (5,042) encontrada para o grupo etário de 15 a 24 anos das viúvas foi considerada muito alta já que é bastante superior à taxa decenal encontrada para as mulheres com situação conjugal casada ou separada. Considerando que a taxa suavizada para parturição de ordem 2 assemelha-se às respectivas taxas disponibilizadas para os Estados Unidos por Zeng Yi¹¹, tanto em nível, quanto em padrão, optou-se por utilizar as taxas observadas para Estados Unidos, para a ordem de nascimento um, para as mulheres viúvas não co-habitanes, que estão apresentadas na TAB. A 12, em anexo.

Para a parturição de ordem dois, as taxas de ocorrência de nascimento para as viúvas com idades de 35, 36 e 37 anos, que eram inferiores a 0,005, foram substituídas por zero, uma vez que as taxas de ocorrência para as idades adjacentes a essas idades eram iguais a zero.

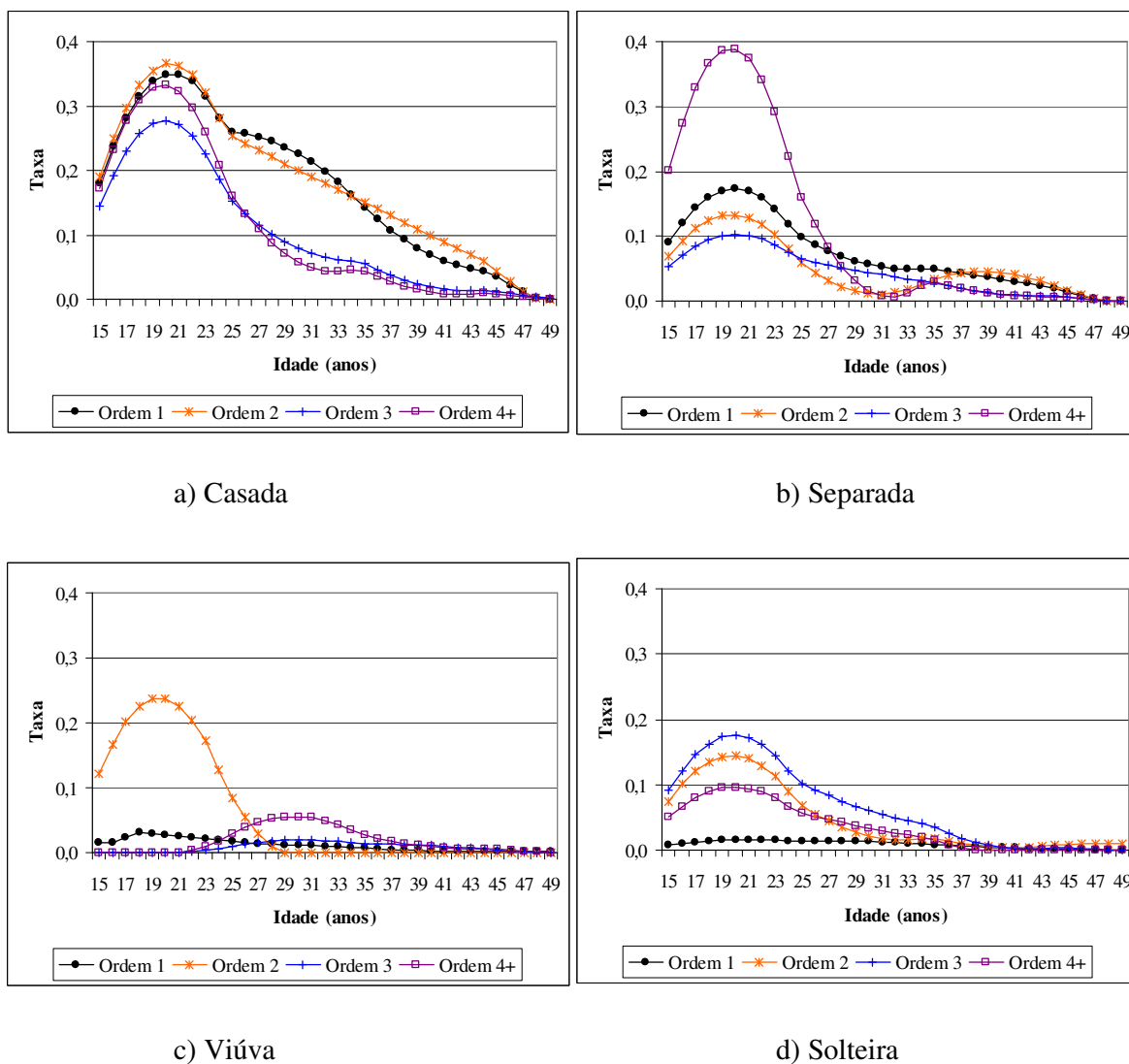
O GRAF. 13 apresenta as taxas de fecundidade para mulheres por ordem de parturição e situação conjugal, em Belo Horizonte, no ano de 1991.

Com exceção da situação conjugal viúva, as taxas de fecundidade assumem o maior valor, quando a mulher atinge a idade de 20 anos, para todas as ordens de parturição, sendo que, para a situação conjugal casada, as taxas mantêm-se elevadas para as parturições de ordem um e dois, até a idade de 30 anos. Essas idades fazem parte do grupo etário de 20 a 35 anos, que segundo Wong & Perpétuo (2000), foi responsável por 76,1% da taxa de fecundidade total calculada para Belo Horizonte, em 1992.

Para as viúvas, as taxas de fecundidade para as ordens de parturição maior ou igual a três assumem os maiores valores, quando a mulher atinge a idade de 30 anos, o que parece coerente, pois se observa que a probabilidade de sobrevivência masculina torna-se visivelmente menor que a feminina, a partir dessa idade (ver GRAF. 2). Também para as mulheres separadas observa-se uma elevação das taxas após essa idade, para a parturição de ordem quatro ou mais.

¹¹ YI, Z. As taxas norte-americanas de fecundidade por ordem de parturição foram disponibilizadas por Zeng Yi, juntamente com o programa ProFamy Trial version 1.11, solicitado por mensagem eletrônica, em 30 jan. 2007.

Gráfico 13: Taxa de fecundidade por ordem de parturição e situação conjugal das mulheres, Belo Horizonte, 1991



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991.

4.6 Taxa líquida de deixar a casa dos pais

A PNAD conceitua domicílio como sendo o local de moradia estruturalmente separado e independente, constituído por um ou mais cômodos, sendo que, dentro de cada unidade domiciliar, as pessoas são classificadas em função da relação com a pessoa de referência ou com o seu cônjuge. O desenho amostral da PNAD possibilita a expansão dos seus resultados para a RMBH.

Assumindo que o fato de deixar a casa dos pais é similar nos municípios que compõem a RMBH, foram analisadas as informações da PNAD de 2004 e 2005, referentes à classificação de cada pessoa, quanto à relação dela com a pessoa de referência do domicílio, para determinar o número de filhos dentro de cada unidade domiciliar, nos respectivos anos.

Os domicílios amostrados em 2004 e 2005 não são necessariamente os mesmos, portanto, as pessoas que compõem esses domicílios serão considerados como pseudo-coorte para calcular a frequência com que os filhos deixam a casa dos pais entre as idades “x” e “x+1”. A diferença entre o número de filhos que vivem na casa dos pais com idade “x”, em 2004, e idade “x+1”, em 2005, corresponderá ao número de filhos sobreviventes que deixam a casa dos pais. A taxa líquida será obtida, dividindo esse número pelo número total de anos-pessoa de idade “x”:

$${}_1Taxa\ de\ deixar\ casa\ dos\ pais_x = \frac{{}_1Filhos_x^{2004} - {}_1Filhos_{x+1}^{2005}}{\frac{1}{2}({}_1Filhos_x^{2004} * RS + {}_1Filhos_{x+1}^{2005})}, \quad (49)$$

onde RS representa a razão de sobrevivência para a idade “x” e “ ${}_1Filhos_x$ ” representa o total de filhos que residem com os pais, na respectiva idade “x”. Para o cálculo dessa taxa, supõe-se que a migração não altera a proporção de filhos que residem com os pais na idade “x” e nem que há diferencial de mortalidade entre aqueles que vivem e os que não vivem com os pais. A RS foi calculada através das funções de sobrevivência obtidas para a população da RMBH, em 2004, ao considerar o número médio de óbitos no período de 2003 a 2005.

A TAB. 11 apresenta as taxas decenais de pessoas que saíram da casa dos pais, entre 2004 e 2005, na RMBH, para cada sexo. As taxas decenais mostram padrões diferentes ao deixar a casa dos pais por sexo. Enquanto para o sexo feminino, as taxas são maiores para o grupo etário de 20 a 29 anos; para o sexo masculino, destacam-se os grupos etários de 10 a 19 anos e de 40 a 49 anos. Essa diferença pode estar associada tanto à transição da situação conjugal quanto à inserção no mercado de trabalho.

Tabela 11: Taxas decenais de pessoas que deixam a casa dos pais entre 2004 e 2005, Região Metropolitana de Belo Horizonte

Grupo Etário (anos)	Taxas decenais	
	Feminino	Masculino
0 a 9	0	0
10 a 19	0,06	0,95
20 a 29	1,74	0,75
30 a 39	0,92	0,11
40 a 49	0	1,15
50 a 59	0 ¹	0
60 ou mais	0	0 ¹

1) As taxas calculadas correspondiam a 0,14 e 11,8 para o sexo feminino e masculino, respectivamente, mas foram igualadas a zero, por se tratarem de grupos etários mais avançados, para os quais, a ocorrência do evento “deixar a casa dos pais” é esperada ser rara.

Nota: os valores em *itálico* correspondem às proporções negativas que foram substituídas por zero.

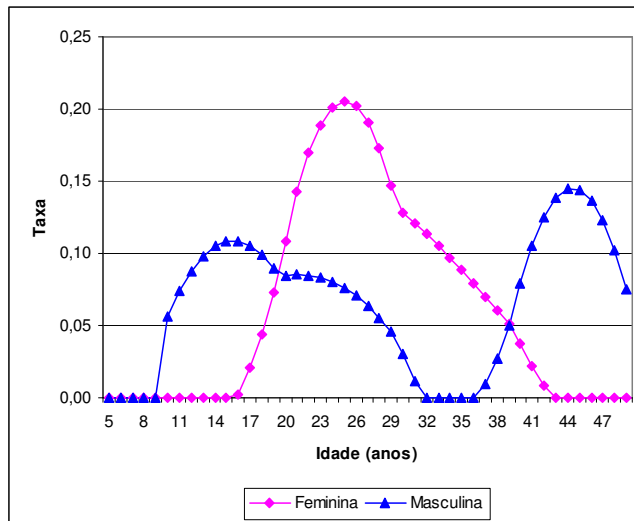
Fonte dos dados básicos: PNAD 2004 e 2005, IBGE.

Para idade de 10 a 19 anos, a taxa de deixar a casa dos pais corresponde quase a um ano-pessoa pelos homens da RMBH, entre 2004 e 2005, indicando, assim, que o tempo médio vivido pelos homens de 10 a 19 anos, fora da casa dos pais, corresponde a um ano; ao passo que, para as mulheres, esse tempo é praticamente nulo. Supondo que essas saídas distribuem-se uniformemente entre as idades de 10 e 19 anos, pode-se dizer que a probabilidade masculina de deixar a casa dos pais corresponde a 0,65, para o sexo masculino, e 0,06, para o sexo feminino.

Ao analisar o ingresso no mercado de trabalho entre os jovens de 15 a 24 anos, em seis regiões metropolitanas brasileiras, dentre elas a de Belo Horizonte, Tomás (2007) observou que está ocorrendo um adiamento na idade de ingresso, com diferenças significativas por sexo, embora haja também uma tendência à conversão entre 1982 e 2001. Entre os

homens, além do adiamento na inserção no mercado de trabalho, também parece que eles estão adiando o casamento e a formação de um novo domicílio (Camarano, Kanso & Mello, 2006, p. 120). Esse adiamento foi observado para Belo Horizonte, através das taxas de transição da situação conjugal, porém a ocorrência de um pico para a taxa masculina de sair da casa dos pais no grupo de 40 a 49 anos parece estar relacionada também ao menor número de pessoas que residem com os pais, nesse grupo etário, fazendo com que embora haja um menor número de pessoas deixando a casa dos pais, a taxa seja elevada. Para obtenção das taxas por idade simples, que estão apresentadas no GRAF. 14, foram utilizados os coeficientes da fórmula de Karup-King (Siegel & Swanson, 2004, p. 726).

Gráfico 14: Taxas de pessoas que deixam a casa dos pais na Região Metropolitana de Belo Horizonte, entre 2004 e 2005



Fonte: PNAD 2004 e 2005, IBGE.

Ao comparar as taxas de Belo Horizonte com as taxas norte-americanas disponibilizadas por Zeng Yi¹², as filhas norte-americanas parecem sair mais cedo da casa dos pais do que as de Belo Horizonte, pois as taxas femininas apresentam um valor máximo aos 25 anos; ao passo que as taxas femininas nos Estados Unidos apresentam um valor máximo aos 18 anos. Também em relação às taxas masculinas, o padrão observado para Belo Horizonte difere-se do padrão norte americano por apresentar dois valores máximos, aos 16 e 44

¹² YI, Z. As taxas norte-americanas de deixar a casa dos pais foram disponibilizadas por Zeng Yi juntamente com o programa ProFamy Trial version 1.11, solicitado por mensagem eletrônica, em 30 jan. 2007.

anos; ao passo que, nos Estados Unidos, há apenas um valor máximo, que corresponde à idade de 18 anos.

Yi *et al* (1994), ao comparar as taxas de sair da casa dos pais da Coréia do Sul com as taxas norte americanas, observou um padrão semelhante para o sexo feminino, mas distinto para o sexo masculino, que apresentou dois picos, um menor aos 16 anos de idade e outro maior aos 27 anos de idade. Segundo os autores, a saída dos filhos de 16 anos de idade, na Coréia do Sul, seria devida à educação ou emprego, o que parece também provável para a RMBH.

4.7 Distribuição etária dos migrantes líquidos

A taxa líquida de migração foi calculada através da informação sobre os imigrantes e emigrantes de data-fixa, obtida no Censo Demográfico de 1991. Nesse cálculo, não foram considerados os emigrantes internacionais, apenas os emigrantes para os demais municípios do Brasil. Dados sobre os emigrantes internacionais não foram levantados naquele censo demográfico.

Para o total de 133.460 imigrantes data-fixa de Belo Horizonte do período de 1986 a 1991, o quesito “Município ou país estrangeiro de residência em 01/09/1986” assume valores maiores que zero, em cada idade “x”. Os emigrantes data-fixa de Belo Horizonte, em cada idade “x”, foram identificados nos demais municípios do estado de Minas Gerais e nas demais Unidades da Federação, através do mesmo quesito. Dentre os 230.029 emigrantes data-fixa do mesmo período, a maior parte deles passou a residir em outros municípios do estado de Minas Gerais (78,7%), de São Paulo (7,8%), de Espírito Santos (2,8%) e Rio de Janeiro (2,4%), no período de 1986 a 1991. Obviamente, todos os migrantes data-fixa tinham, na data do censo, cinco ou mais anos de idade.

Para o total de 142.354 imigrantes data-fixa de Belo Horizonte do período de 1995 a 2000, o quesito “Código do município de residência no dia 31/07/1995” assume valores maiores ou iguais a zero, em cada idade “x”. Os emigrantes data-fixa de Belo Horizonte, em cada idade “x”, foram identificados nos demais municípios do estado de Minas Gerais e nas demais Unidades da Federação, através do mesmo quesito. Dentre os 249.791 emigrantes

data-fixa do mesmo período, a maior parte deles passou a residir em outros municípios do estado de Minas Gerais (82,9%) e de São Paulo (5,1%); enquanto que as demais unidades da Federação apresentaram porcentagens menores que 3%. Obviamente, todos os migrantes data-fixa tinham, na data do censo, cinco ou mais anos de idade.

O saldo migratório, por sexo, correspondente ao grupo etário de 0 a 4 anos foi estimado com base na relação entre as crianças masculinas e femininas de 0 a 4 anos, respectivamente, e o total de mulheres com idade entre 15 e 49 anos, inclusive. Essa relação foi, então, aplicada ao total líquido de mulheres migrantes, ou seja, mulheres imigrantes menos mulheres emigrantes, para se obter os saldos migratórios das crianças abaixo de cinco anos.

Em 1991, a taxa líquida de migração quinquenal da população correspondeu a -4,88%, considerando a população fechada no período. Calculou-se a taxa líquida de migração em cada idade, por sexo, dividindo o saldo migratório estimado do período de 1986 a 1991 pela população de Belo Horizonte, no final do quinquênio, supondo-a fechada no período. Essa correspondeu àquela enumerada no município em 1991, subtraída do saldo migratório quinquenal. Em 1991, a distribuição etária dos migrantes líquidos, por sexo, foi determinada dividindo o saldo migratório em cada idade “x” pelo saldo migratório total, nele incluído a estimativa para o grupo etário de 0 a 4 anos.

Em 2000, a taxa líquida de migração quinquenal da população correspondeu a -4,87%, considerando a população fechada no período, sendo que o procedimento apresentado no parágrafo anterior foi repetido para o período de 1995 a 2000.

4.8 Medidas sumárias

Além das distribuições padrões, específicas por sexo e idade, das taxas de formação (casamento e união) e dissolução, bem como, as distribuições padrões das taxas específicas de fecundidade marital e não marital, para definir os padrões etários dos processos demográficos, o programa ProFamy utiliza-se de outras medidas, que devem ser informadas para cada quinquênio. Essas medidas são denominadas de medidas sumárias: esperança de vida ao nascer, taxa geral padronizada de formação e dissolução de

casamento ou união, taxa de fecundidade total por parturição, idade média ao casar, idade média ao ter filhos, proporção à idade de 45 a 49 anos que não vivem com os pais, idade média ao deixar a casa dos pais, proporção de pessoas que vivem em domicílios coletivos, proporção de pessoas de 60 anos ou mais que vivem com os filhos, número médio de outros parentes e não parentes por tamanho de domicílio, razão de sexo ao nascer, saldo migratório anual.

A proporção de pessoas que não vivem com os pais, dentre as pessoas de idade entre 45 e 49 anos, é usada para medir, aproximadamente, o nível de deixar a casa dos pais (Yi & Wang, [200-], p. 28). Segundo Yi *et al* ([200-b], p. 10), essas medidas sumárias são necessárias porque a projeção baseada em tendências das taxas específicas, por idade, pode resultar em uma concessão excessiva quanto à flexibilidade, que ocasionará resultados erráticos.

Assim, ao invés de projetar as medidas sumárias, o modelo utiliza os valores atribuídos a essas medidas para ajustar tanto a probabilidade de sobrevivência, quanto as taxas de transição, de fecundidade e de sair da casa dos pais. Por exemplo, para ajustar as probabilidades de sobrevivência, o modelo utiliza-se da medida sumária esperança de vida ao nascer. Segundo Yi *et al* ([200-b]), em relação às distribuições padrões, pode-se assumir que as mesmas permaneçam estáveis ao longo dos anos ou incluir mudanças sistemáticas, tanto em relação ao tempo, quanto em relação à forma, para os anos da projeção.

As taxas gerais padronizadas de formação (casamento e união) e dissolução, podem ser definidas como o número total de eventos que ocorreriam se as taxas de formação e dissolução, obtidas no ano “t”, fossem aplicadas à distribuição por situação conjugal-idade-sexo, observada no censo mais recente, dividido pelo número total de homens e mulheres, segundo esse censo, que estão sob o risco de experimentar esses eventos. Duas características dessas taxas merecem uma explicação mais detalhada, a padronização da distribuição e a não especificação dessa distribuição por sexo.

As distribuições por situação conjugal-idade-sexo observadas no censo mais recente serão utilizadas como “padrão” para as taxas gerais padronizadas, para cada ano futuro da projeção, visando, assim, eliminar possíveis mudanças nos níveis de formação (casamento e união) e dissolução, resultantes de mudanças na estrutura etária da população (Yi *et al*, [200-b], p. 10). Caso as taxas gerais não fossem padronizadas e calculadas pela aplicação

das taxas de transição da situação conjugal, específicas por idade e sexo, no ano “t”, às distribuições específicas por idade e sexo no ano “t”, a taxa geral não ponderada de casamento ou de separação decresceria ou aumentaria devido, puramente, ao crescimento ou declínio estrutural do número de pessoas idosas, mesmo se o nível de casamento ou de divórcio não tivesse mudado. Isso se deve ao fato de que os riscos de casamento ou de separação dos idosos são substancialmente menores do que os riscos a que estão submetidos as pessoas mais jovens.

A não especificação das taxas gerais padronizadas de formação (casamento) e dissolução (separação e viuvez) por sexo, como medidas sumárias projetadas (ou assumidas) para os anos futuros, deve-se à dificuldade ou impossibilidade de assegurar que as taxas gerais padronizadas projetadas, específicas por sexo, sejam consistentes com as restrições de dois sexos (Yi *et al*, [200-b], p. 10). Essa dificuldade deve-se ao fato de que essas restrições também dependem das distribuições (a serem projetadas) da situação conjugal-idade-sexo nos anos futuros, que são desconhecidas. De acordo com Yi *et al* ([200-b], p. 10), os diferenciais por gênero das taxas de formação e dissolução, específicas por idade, são determinadas pelas distribuições padrão, específicas por idade e sexo, das taxas de transição da situação conjugal e pelas estruturas das populações projetadas para os anos futuros, por idade, sexo e situação conjugal, indo ao encontro das restrições de dois sexos.

Algumas medidas sumárias são disponibilizadas pelo próprio programa ProFamy, após o fornecimento da amostra dos microdados e da tabela, contendo a população recenseada, segundo idade e sexo:

- 1) taxas gerais padronizadas de formação e dissolução, específicas por sexo, para o primeiro casamento, resultantes das tabelas padrões das transições da situação conjugal e das distribuições da situação conjugal específicas por sexo e idade, no ano inicial da projeção, derivadas dos dados do censo demográfico;
- 2) proporções, específicas por situação conjugal, sexo e idade, daqueles que vivem em domicílios institucionais – que serão denominados de domicílios coletivos, e proporções específicas, por situação conjugal, sexo e idade, de idosos que vivem com filhos adultos, no ano inicial, também derivadas dos dados do censo demográfico;

3) número médio de outros parentes e não parentes por domicílio, classificados pelo número de membros diretos da família. Os membros diretos referem-se ao cônjuge, pais e filhos e filhas.

4.8.1 Esperança de vida ao nascer

Em 1991, a esperança de vida ao nascer para a população de Belo Horizonte, considerando o número médio de óbitos do período de 1989 a 1993, correspondeu a 72,29 anos para o sexo feminino e 63,66 anos, para o sexo masculino. Em 2000, considerando o número médio de óbitos do período de 1998 a 2002, esses valores corresponderam a 77,01 anos e 68,84 anos, respectivamente. Para o ano de 1995, as esperanças de vida foram calculadas através de interpolação linear, correspondendo a 74,39 anos e 65,96 anos, para os sexo feminino e para o sexo masculino, respectivamente.

Para projetar a população até o ano de 2050, tendo como base a população observada no Censo Demográfico de 2000, será necessário fornecer as estimativas da esperança de vida a cada intervalo de cinco anos. Tendo como base as estimativas da esperança de vida ao nascer para a população de Belo Horizonte para 2000, serão estimadas as esperanças de vida para os decênios seguintes, que aumentarão, em média, 2%, para o sexo feminino, e 3%, para o sexo masculino, a cada decênio. Essas porcentagens correspondem, praticamente, a um terço dos aumentos observados na esperança de vida entre 1991 e 2000. Dessa forma, foram determinados os valores da esperança de vida usada em 2010, 2020, 2030, 2040 e 2050. Para os anos de 2005, 2015, 2025, 2035 e 2045, as esperanças de vida ao nascer serão obtidas através de interpolação linear entre os quinquênios adjacentes; por exemplo, a esperança de vida em 2015 será estimada através da interpolação das estimativas obtidas para 2010 e 2020.

As estimativas para a população feminina de Belo Horizonte em 2000, 2010, 2020, 2030, 2040 e 2050 corresponderam a: 77,01 anos, 78,30 anos, 80,20 anos, 81,89 anos, 83,59 anos e 85,32 anos, respectivamente. Para a população masculina, essas estimativas

corresponderam a: 68,84 anos, 70,87 anos, 73,10 anos, 74,94 anos, 77,09 anos e 79,30 anos, respectivamente¹³.

4.8.2 Taxa geral padronizada de união e dissolução

Uma tabela de vida com múltiplos estados possibilita sintetizar as taxas de transição da situação conjugal, específicas por idade e sexo, em medidas sumárias de fácil interpretação. Conforme apontado por Yi *et al* ([200-a]), as principais medidas sumárias das análises da tabela de vida multi-estado da situação conjugal são as propensões de transições de estado conjugal, as quais são definidas como o número total de eventos de transição do estado conjugal “i” para “j”, dividido pelo número total de eventos que conduzem a incorporar o estado conjugal “i”, no contexto da coorte hipotética, para a análise de período ou de uma coorte real. Essas propensões de transições de estado conjugal são medidas demográficas sumárias, que representam a intensidade média geral de ocorrências dos eventos das mudanças de situação conjugal dentre a população em risco.

A propensão ao primeiro casamento ou união, aqui denominada de taxa geral de primeiro casamento, pode ser escrita como:

$$Taxa_{\text{primeiro casamento}} = \frac{\sum_{15}^{100} L_{\text{solteira}}(x) * m_{\text{solteira} \rightarrow \text{casada}}(x)}{100.000}, \quad (50)$$

onde L_{solteira} representa o número de anos-pessoa, que ainda não se casaram ou uniram e $m_{\text{solteira} \rightarrow \text{casada}}$ representa a taxa de transição da situação conjugal solteira para casada ou unida. De forma análoga, a taxa geral de divórcio ou separação pode ser escrita como:

$$Taxa_{\text{separação}} = \frac{\sum_{15}^{100} L_{\text{casada}}(x) * m_{\text{casada} \rightarrow \text{separada}}(x)}{100.000}. \quad (51)$$

¹³ As estimativas femininas para os quinquênios de 2005, 2015, 2025, 2035 e 2045 corresponderam a: 77,66 anos, 79,25 anos, 81,04 anos, 82,74 anos, 84,45 anos, respectivamente. Para o sexo masculino, essas taxas corresponderam a: 69,85 anos, 71,98 anos, 74,02 anos, 76,01 anos, 78,19 anos.

A taxa geral de recasamento pode ser escrita como:

$$Taxa_{recasamento} = \frac{\sum_{15}^{100} [L_{viúva}(x) * m_{viúva \rightarrow casada}(x) + L_{separada}(x) * m_{separada \rightarrow casada}(x)]}{100.000}. \quad (52)$$

Utilizando as taxas de transição da situação conjugal calculadas, tendo como base as informações disponibilizadas pelo Censo Demográfico de 1991, a taxa geral de casamento corresponde a 0,0947; ao passo que, a taxa geral de separação corresponde a 0,0205, para Belo Horizonte.

Aplicando essas mesmas taxas de transição da situação conjugal para a população obtida no Censo Demográfico de 2000, para Belo Horizonte, a taxa geral de casamento corresponde a 0,0941; ao passo que, a taxa geral de separação corresponde a 0,0189. As respectivas taxas interpoladas para 1995 correspondem a 0,0947 e 0,0205, respectivamente.

4.8.3 Taxa de fecundidade total por ordem de parturição

Os cálculos realizados para obtenção da taxa de exposição ou ocorrência de nascimento por parturição permitem a obtenção da taxa de fecundidade total para as ordens de parturição: 1 filho, 2 filhos, 3 filhos, 4 ou mais filhos, ao agrupar as mulheres cujas idades situam-se entre 15 e 49 anos. A TAB. 12 apresenta as taxas de fecundidade total por ordem de parturição, tendo como base as informações do Censo Demográfico de 1991 e do Censo Demográfico de 2000, para Belo Horizonte.

Tabela 12: Taxa de fecundidade total por ordem de parturição, para as mulheres de 15 a 49 anos, Belo Horizonte, 1991, 1995 e 2000

Ano	Ordem de parturição				Total
	1	2	3	4 ou mais	
1991	0,745506	0,553444	0,279904	0,267430	1,846285
1995	0,742875	0,524121	0,260198	0,227103	1,754297
2000	0,739586	0,487468	0,235566	0,176693	1,639313

Nota: As taxas para 1995 foram obtidas por interpolação das taxas referentes a 1991 e 2000.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e de 2000, IBGE.

Em relação a taxa de fecundidade total, observada em 1991, grande parte (40,4%) refere-se aos primeiros nascimentos tidos por uma mulher, independente da situação conjugal dela. Em 2000, a taxa de fecundidade total reduziu devido aos nascimentos dois ou mais filhos; aumentando, assim, a participação dos nascimentos de ordem um, que passou a corresponder a 45,1% dessa taxa.

No modelo, a taxa de fecundidade total e por ordem de parturição, que serão assumidas para os anos futuros, ajustará as taxas de fecundidade por parturição e situação conjugal, que foram calculadas com base no Censo Demográfico de 1991.

4.8.4 Idade média ao primeiro casamento e nascimento

As informações do Censo Demográfico de 1991 permitem determinar quais pessoas casaram ou uniram há menos de um ano. Esse número de casamentos/uniões por idade simples permitiu calcular a idade média ao primeiro casamento/união, por sexo, para o município de Belo Horizonte. Para o sexo masculino, a idade média ao primeiro casamento/união correspondeu a 26,85 anos e, para o sexo feminino, correspondeu a 24,15 anos. Como o Censo Demográfico de 2000 não permite esse cálculo, essas idades médias foram mantidas para o ano 2000. Em relação ao nascimento de filhos, é possível calcular a

idade média das mães tanto para 1991, quanto para 2000, que corresponderam a 27 anos e 26,68 anos, respectivamente, ao considerar as mulheres com idade entre 15 e 49 anos, inclusive. Para 1995, a idade média interpolada correspondeu a 26,60 anos.

4.8.5 Proporção de pessoas de 45 a 49 anos que não vivem com os pais e idade média ao deixar a casa dos pais

Com base no Censo Demográfico de 1991, foi utilizada a informação do quesito “Condição no domicílio”, que assume os seguintes valores; 1) chefe, 2) cônjuge, 3) filho(a), 4) enteado(a), 5) pai ou mãe, 6) sogro(a), 7) avô(ó) ou bisavô(ó), 8) neto(a) ou bisneto(a), 9) genro ou nora, 10) irmão ou irmã, 11) cunhado(a), 12) outros parentes, 13) agregado(a), 14) pensionista, 15) empregado(a) doméstico(a), 16) parente do(a) empregado(a) doméstico(a), 20) individual, para identificar os filhos e filhas que residem com os pais no domicílio.

A pessoa, cuja relação com o chefe de domicílio, é avô(ó) ou bisavô(ó) desse chefe, não necessariamente, pode ser considerado como progenitor do pai ou mãe desse chefe, que também reside no domicílio, pois a inclusão da condição “bisavô(ó)” permite que essa pessoa seja avô do pai desse chefe. Da mesma forma, a condição de ser neto(a) ou bisneto(a) do chefe não permite inferir se essa pessoa tem, como pai ou mãe, o filho(a) desse chefe, pois inclui a opção “bisneto(a)”. Já a condição de ser genro ou nora do chefe do domicílio não estabelece uma relação de parentesco com esse chefe, portanto, não será considerada para o cálculo. Como a proporção de genro ou nora em relação ao número de chefes é pequena (2,2%), supõe-se que esse procedimento não afetará os resultados. As condições no domicílio “sogro(a)”, “enteado(a)” e “cunhado(a)” podem ser usadas para determinar os filhos que residem com os pais, tomando a presença do cônjuge no domicílio como referência. Entretanto, no Censo Demográfico de 2000, a condição “sogro(a)” está junto com “pai ou mãe”, bem como a condição “enteado(a)” está junto de “filho(a)”. Para manter o grau de comparação da proporção de filhos que residem com os pais, entre os dois censos, as pessoas que são “enteado(a)” ou “sogro(a)” serão considerados como filhos e pais, respectivamente, que residiam no mesmo domicílio, em 1991.

Utilizando o Censo Demográfico de 1991, a proporção de pessoas com idade de 45 a 49 anos, que não viviam com os pais, foi calculada em 0,909, para o sexo masculino, e 0,923, para o sexo feminino, para Belo Horizonte. Tendo como base o Censo Demográfico de 2000, essas proporções foram calculadas em 0,903, para o sexo masculino, e 0,912, para o sexo feminino. Para 1995, foram estimadas, por interpolação, e utilizadas as proporções masculina (0,907) e feminina (0,918).

Para calcular a idade média ao deixar a casa dos pais, em Belo Horizonte, foi utilizada a frequência com que os filhos deixaram a casa dos pais, na RMBH, entre 2004 e 2005, para cada grupo etário de dez anos. Através dos fatores de suavização de Karup King (Siegel & Swanson, 2004, p. 726), obtiveram-se as frequências por idade simples, que, por sua vez, foram multiplicadas à população observada no Censo Demográfico de 1991, obtendo-se, assim, a idade média de 25,18 anos, para o sexo masculino, e 27,22 anos, para o sexo feminino. Tendo como base o Censo Demográfico de 2000, a idade média correspondeu a 26,77 anos, para o sexo masculino, e 27,25 anos, para o sexo feminino. Para o ano de 1995, as idades médias foram estimadas, por interpolação dos valores calculados para 1991 e 2000, obtendo-se 25,89 anos, para o sexo masculino, e 27,23 anos, para o sexo feminino.

4.8.6 Proporção de pessoas vivendo em domicílios coletivos

A proporção de pessoas que vivem em domicílios coletivos, por sexo e grupo etário, é informada pelo programa ProFamy, baseando-se nas informações referentes aos domicílios coletivos (através dos microdados) e no total de pessoas recenseadas, por sexo e grupo etário, que residem em domicílio coletivo, segundo o Censo Demográfico de 1991 e 2000. As proporções são, de modo geral, pequenas, assumindo valores maiores que 2%, a partir da idade de 70 anos, em 1991, e a partir de 80 anos, em 2000, quando atingem o maior valor de 6%, para o sexo masculino (grupo etário de 90 a 94 anos), e 9% para o sexo feminino (grupo etário de 95 a 99 anos). Essas proporções estão apresentadas na TAB. A 21, em anexo. Para o ano de 1995, as proporções foram obtidas através da interpolação das proporções obtidas para os anos de 1991 e 2000.

4.8.7 Proporção de idosos vivendo com filhos

A proporção de idosos que vivem com os filhos, por sexo e grupo etário, é gerada pelo programa ProFamy, baseando-se nas informações apresentadas nos microdados, e no total de pessoas recenseadas, por sexo e grupo etário, segundo o Censo Demográfico de 1991 e 2000. Em média, aproximadamente 55% das pessoas com 60 anos ou mais residiam com filhos, tanto em 1991, quanto em 2000. Essas proporções estão apresentadas na TAB. A 22, em anexo, e foram interpoladas para a obtenção das respectivas proporções, em 1995.

4.8.8 Número médio de outros parentes e não parentes

A TAB. 13 apresenta o número médio de outros parentes e não parentes, calculado pelo programa ProFamy, em função do número de membros da família, tendo como base a população recenseada em 1991 e 2000.

Tabela 13: Número médio de outros parentes e não parentes, em função do número de membros da família, Belo Horizonte, 1991 e 2000

Ano	Membros da família							
	1	2	3	4	5	6	7	8 ou mais
1991	0,69	0,27	0,20	0,19	0,20	0,22	0,24	0,27
2000	0,51	0,20	0,15	0,13	0,16	0,20	0,24	0,33

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

4.8.9 Razão de sexo ao nascer

A razão de sexo ao nascer foi calculada para as crianças com idade menor que um ano, em Belo Horizonte, utilizando o Censo Demográfico de 1991 e 2000. Para 1991, obteve-se

razão de sexo ao nascer igual a 138,5, que não é um valor razoável. Portanto, foi utilizado o valor obtido, para o ano de 2000, que correspondeu a 105,4.

4.8.10 Saldo migratório anual

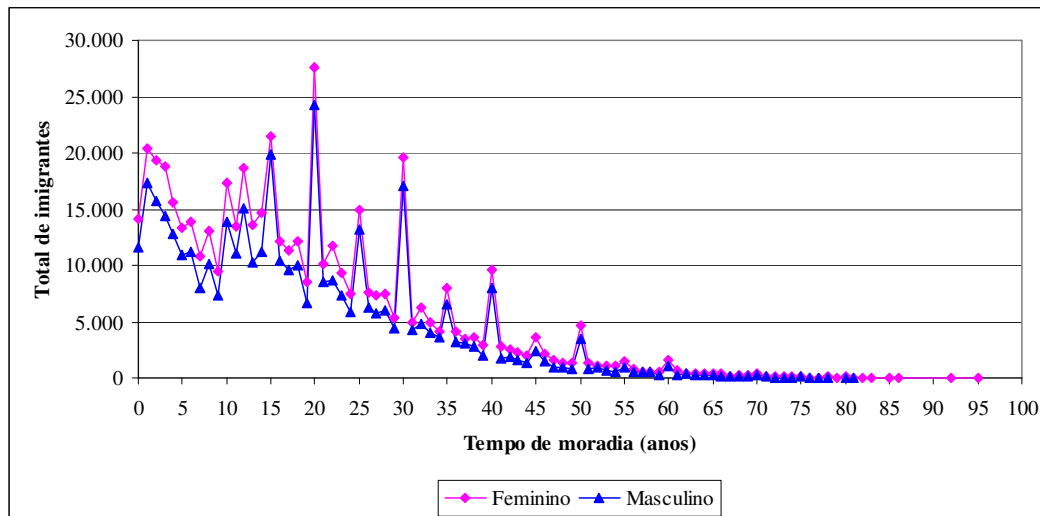
Primeiramente, foram calculadas as taxas líquidas de migração, com base na informação data-fixa, para o município de Belo Horizonte, dos Censos Demográficos de 1991 e de 2000. Conceitualmente, o saldo migratório corresponde à diferença entre imigrantes e emigrantes de data-fixa. Entretanto, como apresentado para as taxas de transição, o período de referência deve ser anual. Apresenta-se, a seguir, estimativa dos saldos migratórios do município de Belo Horizonte, entre 1990 e 1991, assim como entre 1999 e 2000.

Como não há informação de migração de data-fixa no período de um ano anterior ao censo, será adotado, como proxy, o número de imigrantes e de emigrantes de última etapa de Belo Horizonte, com menos de um ano de residência no município de destino. Por se tratar de um período curto, um ano, deverão ser muito próximos os números correspondentes aos imigrantes de data-fixa e de última etapa, assim como os emigrantes de data-fixa e de última etapa.

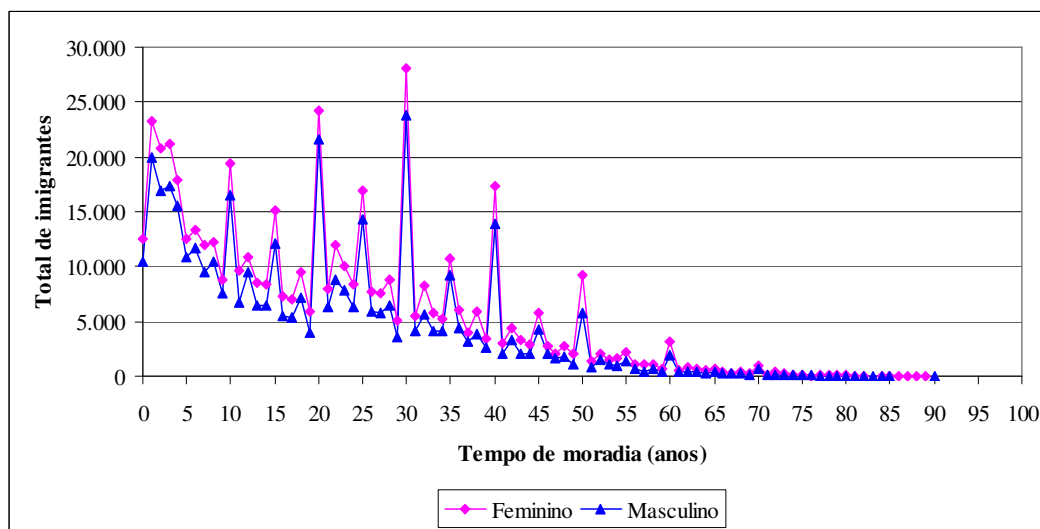
O Censo Demográfico de 1991 identifica o município de origem do emigrante de última etapa; o que não ocorre com o Censo de 2000. O GRAF. 15 apresenta a distribuição dos imigrantes de última etapa pelo tempo de moradia no município de Belo Horizonte, identificados no Censo Demográfico de 1991 e de 2000.

Uma vez que os imigrantes estão sujeitos aos efeitos da mortalidade e da re-migração para outras localidades, seria de se esperar que o número de imigrantes de última etapa, que residem há menos de um ano em Belo Horizonte (tempo de moradia igual a zero), fosse maior do que o número de imigrantes com residência entre um e dois anos (tempo de moradia igual a um ano). Segundo o Censo Demográfico de 1991, Belo Horizonte apresentava 25.843 imigrantes com tempo de moradia menor do que um ano, sendo, 11.662 imigrantes do sexo masculino e 14.181, do sexo feminino. Esses números são sensivelmente menores que os apresentados para o tempo de moradia igual a um ano, conforme pode ser visualizado no GRAF. 15(a).

Gráfico 15: Tempo de moradia dos imigrantes de última etapa, Belo Horizonte, 1991 e 2000



a) 1991



b) 2000

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Trata-se de um padrão usualmente encontrado nos dados censitários brasileiros referentes a tempo de residência nos municípios. Há, claramente, erro, por falta, nos dados concernentes a menos de um ano de residência e, provavelmente, por excesso daqueles relativos a um ano de residência. Para corrigir essa subnumeração de imigrantes, que residem há menos de um ano, utilizou-se a técnica estatística de regressão linear,

considerando os tempos de moradia menores que seis anos. Entretanto, a estimativa, assim obtida, do número de imigrantes residentes há menos de um ano, em Belo Horizonte, apresentou-se muito elevada (41.754 habitantes, sendo 22.801 do sexo feminino). Adotou-se, então, como estimativa, a média dos números de imigrantes estimados, através da correlação com tempo de moradia “menor do que um ano” e “de um a dois anos, exclusive”. Essas estimativas (14.490 imigrantes do sexo masculino e 17.623 imigrantes do sexo feminino) foram distribuídas por idade simples, conforme a distribuição etária observada nos dados não corrigidos, referentes aos imigrantes com menos de um ano de residência, no Censo Demográfico de 1991.

Segundo o Censo Demográfico de 2000, Belo Horizonte apresentava 23.063 imigrantes com tempo de moradia menor do que um ano, sendo, 10.511 imigrantes do sexo masculino e 12.552, do sexo feminino. Esses números são sensivelmente menores que os apresentados para o tempo de moradia igual a um ano, conforme pode ser visualizado no GRAF. 15(b). Portanto, o mesmo procedimento foi seguido para estimar os imigrantes de última etapa, que residem em Belo Horizonte, há menos de um ano. Essas estimativas corresponderam a 15.216 imigrantes do sexo masculino e 17.887 imigrantes do sexo feminino, que foram distribuídas por idade simples, conforme a distribuição etária observada nos dados não corrigidos, referentes aos imigrantes com menos de um ano de residência, no Censo Demográfico de 2000.

Para estimar o número de emigrantes de última etapa de Belo Horizonte, com menos de um ano de residência fora do município, foram utilizadas as razões entre emigrantes data-fixa e imigrantes data-fixa de Belo Horizonte, por idade simples e sexo:

$${}_1emigranteUE_x = {}_1imigranteUE_x * {}_1razão_x, \quad (53)$$

onde ${}_1emigranteUE_x$ representa os emigrantes de última etapa com idade “x” de Belo Horizonte, com menos de um ano de residência fora do município; ${}_1imigranteUE_x$ representa os imigrantes de última etapa com idade “x”, que residem em Belo Horizonte, há menos de um ano; ${}_1razão_x$ representa as razões entre emigrantes e imigrantes de data-fixa por idade simples “x”. As razões por idade simples foram estimadas, com base nas razões por grupo etário quinquenal, suavizadas através do método de Karup King (Siegel & Swanson, 2004, p. 726). Pressupôs-se que as razões “observadas” entre migrantes de

data-fixa do quinquênio anterior ao censo sejam também válidas para os migrantes de última etapa com residência inferior a um ano.

O saldo migratório no ano precedente às datas censitárias (1991 e 2000) foi estimado pela diferença entre imigrantes e emigrantes de cinco ou mais anos de idade, através da metodologia apresentada nas sessões anteriores. No caso das crianças até cinco anos, adotou-se o procedimento proposto por Lee (1957), com o uso da relação criança-mulher. O saldo migratório estimado é dado por:

$${}_5SM_{0,i,j} = {}_{30}RCM_{15,i,j} * {}_{30}SM_{15,f,j}, \quad (54)$$

onde:

- ${}_5SM_{0,i,j}$ representa o saldo migratório de crianças do sexo “i”, de zero a quatro anos, da região “j”;
- ${}_{30}RCM_{15,i,j}$ representa a relação entre crianças do sexo “i”, de zero a quatro anos, e mulheres de 15 a 44 anos da região “j”;
- ${}_{30}SM_{15,f,j}$ representa o saldo migratório feminino de 15 a 44 anos, da região “j”.

No saldo migratório de crianças, no grupo etário de zero a quatro anos, estarão incluídas aquelas com menos de um ano, que nasceram no lugar de destino, correspondendo ao efeito indireto, durante o ano anterior ao censo.

Após a correção do total de imigrantes de última etapa, que residem em Belo Horizonte, há menos de um ano, os saldos migratórios anuais, por sexo, corresponderam a -12.158 homens e -8.796 mulheres, entre 1990 e 1991, e a -12.213 homens e -10.213 mulheres, entre 1999 e 2000.

A TAB. 14 apresenta os principais resultados dos cálculos elaborados para determinação do número líquido anual de migrantes de Belo Horizonte, segundo o Censo Demográfico de 1991 e 2000.

Tabela 14: Saldo migratório e taxa líquida de migração, bom base na informação de data-fixa e última etapa, por sexo, Belo Horizonte, 1991 e 2000

Tipo de informação	Ano	Saldo migratório		Taxa líquida de migração ²	
		Masculino	Feminino	Masculina	Feminina
Data-fixa	1991	-57.246	-46.352	-5,65	-4,18
	2000	-62.107	-52.605	-5,55	-4,26
Última etapa, após a correção do total de imigrantes¹, com tempo de moradia menor que um ano	1991	-12.158	-8.796	-1,26	-0,82
	2000	-12.213	-10.213	-1,14	-0,86

1) O total de imigrantes, cujo tempo de moradia é menor que um ano, foi corrigido pela média do número de imigrantes, cujo tempo de moradia era “menor que um ano” e “entre um e dois anos, exclusive”.

2) Considerando a população fechada no período.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Percebe-se que a metodologia sugerida para determinação do número líquido anual de migrantes é consistente, uma vez que, a proxy para a taxa líquida anual de migração corresponde, pelo menos, à quinta parte da taxa líquida de migração calculada através da informação de data-fixa.

As taxas líquidas de migração, que se apresentaram negativas nos dois últimos Censos, podem ser devidas, em parte, à migração intrametropolitana. Segundo Souza & Brito (2006), Belo Horizonte tem constituído uma área de expulsão populacional, sendo que cerca de 60% da migração intrametropolitana tem Belo Horizonte como origem.

4.9 Síntese das taxas e medidas sumárias

Uma das partes principais desse capítulo refere-se à obtenção das taxas de transição conjugal, que, até então, não estavam disponíveis para o município de Belo Horizonte. Com base nessas taxas, foi possível observar uma postergação do casamento por parte dos

homens e menores taxas de recasamento para as mulheres. Esse comportamento, juntamente com a sobremortalidade masculina, apresentarão um importante efeito na distribuição da situação conjugal por sexo e na composição dos domicílios, ao longo do período de projeção. As taxas corrigidas de primeiro casamento, que podem contribuir para a formação de novos domicílios, assumiram maiores valores para as idades de 25 a 34 anos; ao passo que, as taxas de separação tornam-se menores, a partir da idade de 25 anos, para ambos os sexos.

Entre 1991 e 2000, observou-se uma elevação das esperanças de vida ao nascer, o que implica em taxas decrescentes de mortalidade, e uma redução da taxa fecundidade total, o que implica em um menor número médio de filhos por mulher, ao final do período reprodutivo.

Devido à falta de informações sobre a taxa de deixar a casa dos pais e a taxa líquida de migração anual, foi necessário criar procedimentos para o cálculo das mesmas. O evento “deixar a casa dos pais” contribuirá para a formação de novos domicílios; ao passo que, a taxa negativa para a migração contribuirá para a redução tanto do estoque populacional, quanto do número de domicílios com pessoas residentes.

As TAB's. de A 5 até A 28, em anexo, apresentam as taxas e medidas sumárias discutidas nesse capítulo e que foram utilizadas para projetar a população e os domicílios de Belo Horizonte, entre 1991 e 2000 e para o período de 2000 a 2050.

5 AVALIAÇÃO DO MODELO DE PROJEÇÃO MULTI-ESTADO PARA O ANO 2000

A avaliação do modelo multi-estado basear-se-á na projeção da população de Belo Horizonte, para 2000, tendo como origem a população de Belo Horizonte recenseada pelo IBGE, em 1991. Nesse modelo, foram utilizadas as taxas de mortalidade; taxa de transição da situação conjugal; taxa de fecundidade por parturição; taxa líquida de deixar a casa dos pais; distribuição etária dos migrantes líquidos e as medidas sumárias apresentadas anteriormente.

Os valores projetados para o ano 2000 foram comparados com os valores obtidos através do Censo Demográfico de 2000, de forma a determinar a precisão do modelo de projeção multi-estado. Os resultados dessa projeção foram comparados também com os resultados obtidos pelo método das componentes principais (Granados, 1989). A precisão do modelo de projeção multi-estado foi determinada em função do total populacional e respectiva distribuição quanto ao sexo, grupo etário quinquenal e situação conjugal. Para verificar a viabilidade do modelo multi-estado para a projeção de domicílios, os resultados foram comparados com os valores observados no Censo Demográfico de 2000, em função do total de domicílios e distribuição dos mesmos quanto ao número de pessoas residentes.

5.1 Projeção da população de Belo Horizonte, por sexo e grupo etário

A TAB. 15 apresenta a distribuição etária da população projetada de Belo Horizonte, para 2000, e da população observada através do Censo Demográfico de 2000. Observa-se, primeiramente, que tanto para o sexo feminino, quanto para o sexo masculino, o total projetado é menor do que a população observada, em aproximadamente 100.000 pessoas, para Belo Horizonte, segundo o Censo Demográfico de 2000. Para a população feminina projetada, faltam 100.172 mulheres (8,48% da população feminina observada) e, para a população masculina projetada, faltam 113.224 homens (10,7% da população masculina observada), totalizando 213.395 pessoas (9,5% da população observada).

Tabela 15: População e distribuição etária projetada e observada, razão dessas populações, por sexo e grupo etário, Belo Horizonte, 1º. de setembro de 2000

Grupo etário (anos)	População feminina					População masculina				
	Projetada (P)	%	Observada (O)	%	Razão P/O	Projetada (P)	%	Observada (O)	%	Razão P/O
0 a 4	78.589	7,27	87.807	7,43	0,90	82.331	8,72	90.539	8,56	0,91
5 a 9	74.919	6,93	86.745	7,34	0,86	74.615	7,90	88.382	8,36	0,84
10 a 14	78.750	7,28	94.588	8,01	0,83	75.002	7,94	95.460	9,03	0,79
15 a 19	94.094	8,70	113.316	9,59	0,83	94.109	9,97	108.606	10,27	0,87
20 a 24	108.066	10,0	119.905	10,15	0,90	101.087	10,71	112.037	10,60	0,90
25 a 29	102.227	9,46	102.979	8,72	0,99	90.330	9,57	95.023	8,99	0,95
30 a 34	90.198	8,34	96.647	8,18	0,93	80.664	8,54	87.162	8,24	0,93
35 a 39	87.640	8,11	95.892	8,12	0,91	74.010	7,84	84.087	7,95	0,88
40 a 44	80.060	7,41	86.183	7,30	0,93	65.378	6,93	73.736	6,97	0,89
45 a 49	68.399	6,33	71.541	6,06	0,96	53.200	5,64	58.989	5,58	0,90
50 a 54	55.585	5,14	57.745	4,89	0,96	44.554	4,72	46.642	4,41	0,96
55 a 59	43.764	4,05	43.884	3,72	1,00	33.122	3,51	36.057	3,41	0,92
60 a 64	35.538	3,29	37.300	3,16	0,95	26.691	2,83	28.171	2,66	0,95
65 a 69	29.802	2,76	29.656	2,51	1,00	20.197	2,14	21.077	1,99	0,96
70 a 74	22.774	2,11	24.230	2,05	0,94	13.884	1,47	15.099	1,43	0,92
75 a 79	14.148	1,31	15.503	1,31	0,91	7.528	0,80	8.741	0,83	0,86
80 a 84	9.302	0,86	9.245	0,78	1,01	4.466	0,47	4.698	0,44	0,95
85 a 89	5.013	0,46	5.565	0,47	0,90	2.084	0,22	1.942	0,18	1,07
90 a 94	1.655	0,15	1.800	0,15	0,92	711	0,08	637	0,06	1,12
95 a 99	394	0,04	476	0,04	0,83	81	0,01	135	0,01	0,60
100 ou mais	188	0,02	256	0,02	0,73	8	0,00	43	0,00	0,19
Total	1.081.105	100	1.181.263	100	0,92	944.052	100	1.057.263	100	0,89

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Para a população do sexo feminino, a distribuição etária da população projetada difere-se da distribuição da população observada (coluna 3 da TAB. 15), principalmente, para os grupos etários de 5 a 19 anos e 95 ou mais. Para a população do sexo masculino, as maiores diferenças, além desses grupos etários, referem-se ao grupo etário de 35 a 44 anos e 75 a 79 anos. Os valores projetados aproximaram-se bastante dos valores observados para o grupo etário de 25 a 29 anos, para ambos os sexos, e para grupos que estão menos sujeitos à migração, tais como de 45 a 69 anos, para o sexo feminino, 50 a 54 anos, 60 a 69 anos e 80 a 84 anos, para o sexo masculino.

Uma possível causa para essas diferenças pode ser a subenumeração diferenciada por grupo etário do Censo Demográfico de 1991, pois alguns grupos etários, em 2000, apresentam uma população superior à apresentada para os grupos etários, que são 10 anos mais novos, em 1990, conforme pode ser constatado na TAB. 16. Poder-se-ia pensar na migração como justificativa, entretanto, a taxa líquida de migração, para o período de 1995 a 2000, é negativa. Isso quer dizer que o efeito da migração, juntamente com o efeito da mortalidade, contribui para que, em 2000, fosse observada uma população menor do que a população interpolada para 1990, quando se compara os grupos etários de 1990, que são dez anos mais jovens. Carvalho & Campos (2008) apontam para uma cobertura ligeiramente melhor no Censo Demográfico de 2000, em relação ao Censo de 1991, ao analisarem as taxas globais de omissão de pessoas residentes.

A TAB. A 30, em anexo, apresenta as taxas líquidas de migração obtidas através do Censo Demográfico de 1991 e de 2000, respectivamente. Para o sexo masculino, as taxas líquidas de migração, para o período de 1995 a 2000, só são positivas para os grupos etários de 80 a 84 anos e 90 anos ou mais. Para o sexo feminino, as taxas são positivas para os grupos etários de 15 a 19 anos (taxa igual a 1,08%), de 20 a 24 anos (taxa igual a 1,04%) e 100 ou mais anos (taxa igual a 1,19%). Como essas taxas positivas estão em torno de 1%, não se pode afirmar que a migração feminina seja uma explicação plausível para que fosse observado, em 2000, um número de pessoas nos grupos etários de 15 a 24 anos, que, em relação a 1990, é, aproximadamente, 10% superior. Para verificar se a projeção de totais populacionais femininos e masculinos menores do que os observados, em 2000, estava relacionada a características inerentes ao modelo de projeção multi-estado, foi realizada a projeção pelo método das componentes principais (Granados, 1989), utilizando as taxas de mortalidade, migração e fecundidade agregada, ou seja, considerando todas as parturições.

Tabela 16: Comparação dos totais populacionais em 1º. de julho de 1990 e 1º. de julho de 2000, através da razão entre as respectivas coortes, por sexo e grupo etário, Belo Horizonte

Coorte em 1990			Coorte em 2000			Razão das coortes (2000/1990)	
Grupo Etário (anos)	Feminina	Masculina	Grupo Etário (anos)	Feminina	Masculina	Feminina	Masculina
			0 a 4	87.863	90.597	-	-
			5 a 9	86.861	88.496	-	-
0 a 4	94.945	97.902	10 a 14	94.685	95.548	1,00	0,98
5 a 9	102.340	103.678	15 a 19	113.193	108.447	1,11	1,05
10 a 14	107.311	106.963	20 a 24	119.750	111.883	1,12	1,05
15 a 19	99.577	91.372	25 a 29	103.000	95.007	1,03	1,04
20 a 24	102.662	95.165	30 a 34	96.616	87.132	0,94	0,92
25 a 29	105.610	93.326	35 a 39	95.718	83.918	0,91	0,90
30 a 34	93.143	83.624	40 a 44	85.943	73.533	0,92	0,88
35 a 39	77.004	66.002	45 a 49	71.315	58.794	0,93	0,89
40 a 44	61.490	52.842	50 a 54	57.559	46.515	0,94	0,88
45 a 49	48.780	39.571	55 a 59	43.796	35.970	0,90	0,91
50 a 54	39.111	33.543	60 a 64	37.231	28.103	0,95	0,84
55 a 59	34.462	26.966	65 a 69	29.563	21.002	0,86	0,78
60 a 64	29.878	21.066	70 a 74	24.126	15.033	0,81	0,71
65 a 69	20.294	13.724	75 a 79	15.458	8.718	0,76	0,64
70 a 74	14.461	8.989	80 a 84	9.211	4.677	0,64	0,52
75 a 79	10.976	6.430	85 a 89	5.530	1.938	0,50	0,30
80 a 84	6.020	2.694	90 a 94	1.789	636	0,30	0,24
85 a 89	2.673	1.453	95 a 99	472	134	0,18	0,09
90 ou mais	1.260	492	100 ou mais	255	42	0,20	0,09
Total	1.051.997	945.802	Total	1.179.934	1.056.123	1,12	1,12

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

A TAB. 17 apresenta uma comparação das projeções obtidas através dos dois métodos, ou seja, método das componentes e método multi-estado.

Tabela 17: Comparação das populações projetadas, pelos métodos das componentes¹ e multi-estado², Belo Horizonte, 2000

Grupo etário (anos)	População feminina			População masculina		
	Componentes (C)	Multi-estado (M)	Razão (C/M)	Componentes (C)	Multi-estadol (M)	Razão (C/M)
0 a 4	81.993	78.589	1,04	85.717	82.331	1,04
5 a 9	74.336	74.919	0,99	77.909	74.615	1,04
10 a 14	79.940	78.750	1,02	82.116	75.002	1,09
15 a 19	96.685	94.094	1,03	94.821	94.109	1,01
20 a 24	108.969	108.066	1,01	103.917	101.087	1,03
25 a 29	93.068	102.227	0,91	82.720	90.330	0,92
30 a 34	86.666	90.198	0,96	77.380	80.664	0,96
35 a 39	88.748	87.640	1,01	73.528	74.010	0,99
40 a 44	80.927	80.060	1,01	67.120	65.378	1,03
45 a 49	69.054	68.399	1,01	54.202	53.200	1,02
50 a 54	55.183	55.585	0,99	42.894	44.554	0,96
55 a 59	42.581	43.764	0,97	31.225	33.122	0,94
60 a 64	33.104	35.538	0,93	22.722	26.691	0,85
65 a 69	27.993	29.802	0,94	16.611	20.197	0,82
70 a 74	22.706	22.774	1,00	12.735	13.884	0,92
75 a 79	13.798	14.148	0,98	7.171	7.528	0,95
80 ou mais	13.929	16.552	0,84	5.897	7.350	0,80
Total	1.069.680	1.081.105	0,99	938.685	944.052	0,99

1) população projetada para 2000, pelo método das componentes principais (Granados, 1989), tendo como base a população interpolada para 1º. de julho de 1990. Para os períodos de 1990 a 1995 e de 1995 a 2000, o número de migrantes foi calculado, aplicando a taxa líquida de migração, observada para o período de 1995 a 2000, às respectivas populações fechadas projetadas para o ano de 1995 e 2000. 2) Ano base, 1991.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

O total populacional feminino projetado, pelo método de projeção das componentes, para 2000, foi de 1.069.680 mulheres, que corresponde a 90,7% da população feminina observada no Censo Demográfico de 2000; cuja porcentagem está próxima da obtida pelo método de projeção multi-estado (91,6%).

O total populacional masculino projetado, pelo método das componentes, para 2000, foi de 938.685 homens, que corresponde a 88,9% da população masculina observada no Censo Demográfico de 2000, que também está próxima da porcentagem obtida pelo método multi-estado (89,4%).

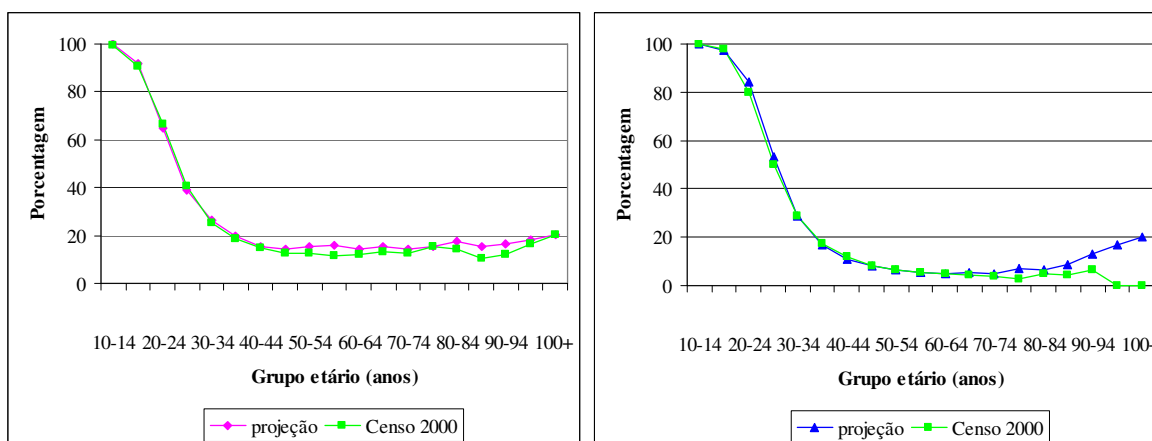
Como pode ser constatado na TAB. 17, em relação à distribuição etária, também não houve grandes diferenças entre os dois métodos. Com poucas exceções, as razões entre os totais populacionais (método das componentes dividido pelo método multi-estado), por grupo etário, situou-se fora do intervalo de 0,95 a 1,05, até o grupo etário de 80 anos ou mais. Para o sexo feminino, as exceções referem-se aos grupos etários são: 25 a 29 anos, 60 a 64 anos, 65 a 69 anos; ao passo que, para o sexo masculino, esses grupos etários são: 10 a 14 anos, 25 a 29 anos, 55 a 74 anos.

Diante da similaridade dos resultados obtidos pelo método das componentes e modelo multi-estado, bem como do indicativo de subnumeração do Censo Demográfico de 1991, considerou-se que o modelo de projeção multi-estado pode ser considerado correto.

5.2 Projeção da população de Belo Horizonte, por situação conjugal

As distribuições etárias, por situação conjugal, da população feminina e masculina, projetadas pelo método multi-estado, e as distribuições etárias das respectivas populações observadas, para Belo Horizonte, segundo o Censo Demográfico de 2000, estão apresentadas nos GRAF's. 16 a 19. Para as idades avançadas, principalmente, após os 70 anos, os ajustes da taxa de transição conjugal não produziram efeito, o que pode ser devido a problemas de declaração da idade ou da situação conjugal por pessoas idosas, principalmente, após a idade de 90 anos.

Gráfico 16: Distribuição percentual da população projetada e observada, no Censo Demográfico de 2000, por sexo e grupo etário, para a situação conjugal solteira, Belo Horizonte, 2000, após o reajuste das taxas de transição

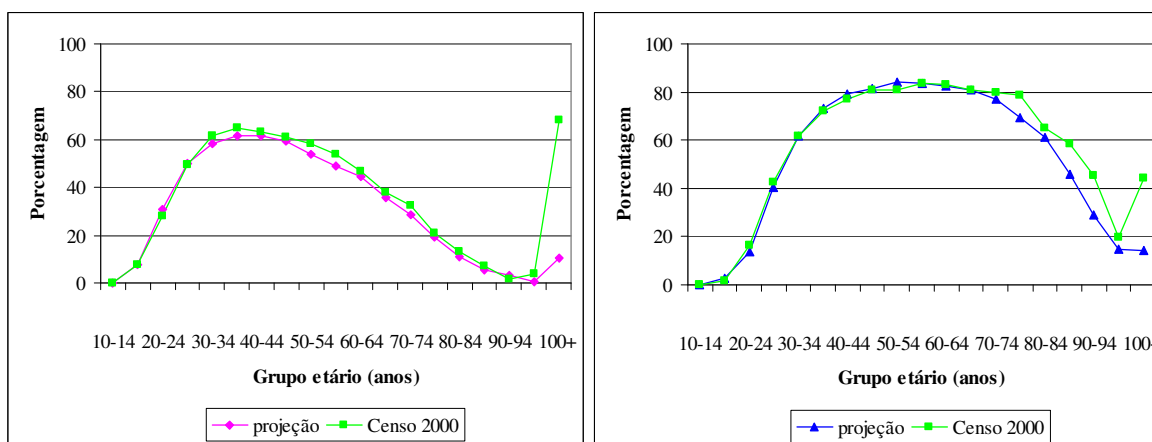


a) sexo feminino

b) sexo masculino

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Gráfico 17: Distribuição percentual da população projetada e observada, no Censo Demográfico de 2000, por sexo e grupo etário, para a situação conjugal casada, Belo Horizonte, 2000, após o reajuste das taxas de transição

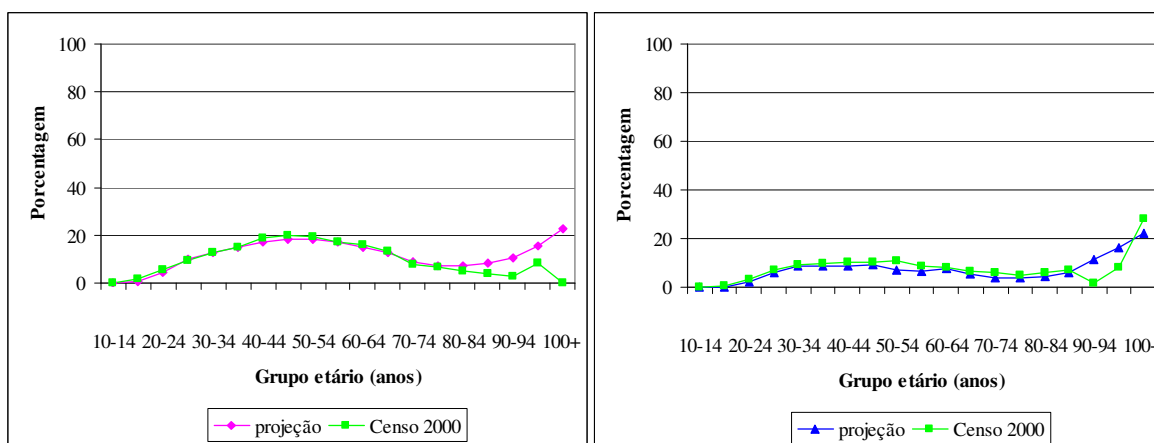


a) sexo feminino

b) sexo masculino

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Gráfico 18: Distribuição percentual da população projetada e observada, no Censo Demográfico de 2000, por sexo e grupo etário, para a situação conjugal separada, Belo Horizonte, 2000, após o reajuste das taxas de transição

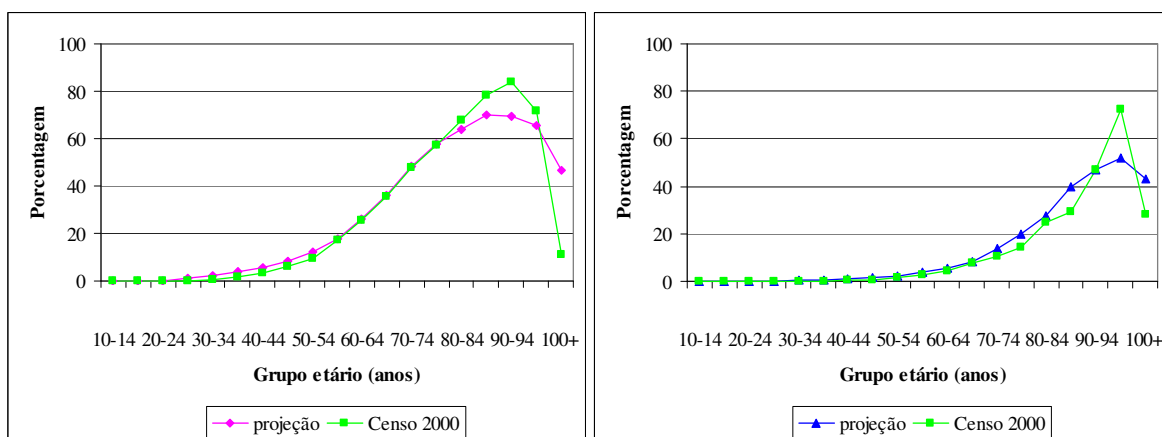


a) sexo feminino

b) sexo masculino

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Gráfico 19: Distribuição percentual da população projetada e observada, no Censo Demográfico de 2000, por sexo e grupo etário, para a situação conjugal viúva, Belo Horizonte, 2000, após o reajuste das taxas de transição



a) sexo feminino

b) sexo masculino

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

As TAB's. A 31 e A 32, em anexo, apresentam as distribuições das situações conjugais, projetadas e observadas, para o sexo feminino e masculino, respectivamente, após o reajuste das taxas de transição conjugal.

Ao considerar que a distribuição etária projetada por situação conjugal aproximou-se satisfatoriamente da distribuição etária observada, após a correção das taxas de transição conjugal, essas taxas corrigidas serão utilizadas para projetar a população até 2050.

5.3 Projeção dos domicílios de Belo Horizonte, segundo o total de residentes

Após ter projetado a população de Belo Horizonte, para o ano 2000, caracterizando a mesma em função da idade, sexo e situação conjugal, o próximo passo é distribuir a população em domicílios particulares. Os domicílios podem apresentar, nessa composição, uma única geração, duas gerações, ou três gerações. De forma geral, pode-se dizer que os domicílios compostos por duas gerações diferem-se dos domicílios de uma geração, por possuir pelo menos um filho(a), que co-reside com pelo menos um dos pais. Já o domicílio de três gerações corresponde, amplamente falando, à um domicílio composto de duas gerações, no qual, também reside pelo menos um neto(a).

Se domicílio de três gerações é um tipo comum de domicílios, o modelo calculará os domicílios de uma, duas e três gerações. Segundo Yi & Wang ([200-], p. 12), domicílios de três gerações é um dos tipos mais comuns de domicílios na Ásia e em muitos outros países em desenvolvimento. Nesse caso, o modelo assume que alguns filhos podem continuar a viver na casa dos pais, após o primeiro casamento ou primeira união consensual, de maneira que domicílios nucleares e de três gerações serão calculados. Se domicílio de três gerações não é um tipo comum, como nos países ocidentais, segundo Yi & Wang ([200-], p. 12), o modelo assumirá que todo filho adulto deixará a casa dos pais após o primeiro casamento ou a primeira união consensual (poucos filhos adultos não casados e não co-habitantes podem permanecer com os pais).

O modelo de projeção multi-estado ajusta a distribuição dos domicílios particulares em função dos não parentes e demais parentes, que são as pessoas, cuja relação com o chefe de domicílio não é: filho(a), neto ou bisneto, pai/mãe ou sogro(a), ou cônjuge. Sendo assim, para comparar os resultados da projeção de domicílios de Belo Horizonte, em 2000, foi necessário obter a distribuição dos domicílios recenseados em 2000, não considerando,

para o cálculo do tamanho do domicílio, os demais parentes e não parentes, que inclui irmão(ã), outro parente, agregado, pensionista, empregado(a) doméstico(a), parente do(a) empregado(a) doméstico(a).

A TAB. 18 apresenta o total de domicílios projetados para Belo Horizonte, considerando, no modelo, se o domicílio com três gerações é comum ou não para Belo Horizonte.

Tabela 18: Total de domicílios particulares, segundo o Censo Demográfico de 2000, e projetados pelo modelo multi-estado, Belo Horizonte, 2000

Número de pessoas no domicílio	Censo Demográfico		Especificação de modelo ²			
	Total ¹	%	Três gerações		Duas gerações	
			Total	%	Total	%
1	97.736	15,50	90.705	14,94	86.773	13,79
2	115.453	18,31	112.038	18,45	132.759	21,10
3	137.772	21,85	127.602	21,01	149.887	23,82
4	143.763	22,80	135.690	22,34	138.315	21,98
5	81.496	12,92	84.474	13,91	74.717	11,88
6	30.983	4,91	43.966	7,24	38.283	6,08
7	12.768	2,02	9.238	1,52	6.376	1,01
8	5.495	0,87	3.566	0,59	2.072	0,33
9 ou mais	5.162	0,82	0	0,00	0	0,00
Total	630.626	100	607.279	100	629.182	100

1) O total de domicílios refere-se aos domicílios particulares, cujo tamanho foi determinado em função do número de: filho(a), neto ou bisneto, pai(mãe) ou sogro(a), e cônjuge ou companheiro(a), que reside no domicílio. 2) O modelo multi-estado pode ser especificado em função do tipo comum de domicílio: três gerações ou duas gerações de família, residindo no mesmo domicílio.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

O domicílio com três gerações corresponde a aproximadamente 10% dos domicílios de Belo Horizonte, em 2000. Embora não se possa dizer que seja um tipo comum, também não pode ser considerado inexistente. O que é reforçado pelo bom ajuste que essa condição

proporcionou às projeções obtidas em relação à distribuição percentual dos domicílios quanto ao tamanho.

Ao especificar o modelo para domicílio de três gerações, verifica-se, através da TAB. 18, que a distribuição percentual dos domicílios de Belo Horizonte, em função do número de pessoas, aproximou-se da distribuição observada no Censo Demográfico de 2000, cujo número de pessoas residentes no domicílio foi determinado em função do número de: filho(a), neto ou bisneto, pai(mãe) ou sogro(a), cônjuge ou companheiro(a) que residem no domicílio, juntamente com o chefe de cada domicílio. O Censo Demográfico de 2000 apresenta o mesmo código de relação com o chefe de domicílio para o sogro(a) e pai(mãe), portanto, sogro(a) foi considerado como parente do chefe de domicílio.

Em relação ao total de domicílios particulares, era esperado um número menor do que foi observado no Censo Demográfico de 2000, uma vez que a população também foi projetada a menor. A diferença relativa entre o número total projetado e observado, ou seja, (projetado-observado)/observado, é 3,7%. As diferenças relativas entre as porcentagens projetadas e observadas dos domicílios de tamanho: um, dois, três e quatro, que constituem a grande parte dos domicílios de Belo Horizonte (78,5%) correspondem a: -3,6%, 0,8%, -3,8% e -2,0%, respectivamente; a diferença para domicílios maiores, com cinco ou mais pessoas, corresponde a 8,0%. As diferenças observadas para a projeção de domicílios dos Estados Unidos, para 2000, para os domicílios de tamanho: um, dois, três, quatro e cinco ou mais foram calculadas por Yi *et al* ([200-b]) e correspondem a: -2,4%, 3,6%, 9,4%, -2,8% e -15,9%, respectivamente.

Yi, Vaupel & Zhenglian (1997, p. 193) destacam dois fatores que contribuem para que haja uma menor precisão do modelo de projeção multi-estado em relação ao tamanho dos domicílios. O primeiro é que o modelo não inclui as pessoas que não são membros da haste familiar, nem do cônjuge da pessoa de referência. O segundo fator é que a parturição é limitada em um valor máximo “P”, o que faz com que o tamanho dos domicílios de famílias grandes, aquelas que têm mais de “P” filhos(as), seja subestimado.

Ao especificar o modelo para domicílio de duas gerações, obteve-se um total de domicílio particular bem próximo ao observado para Belo Horizonte, em 2000; entretanto, a distribuição percentual distancia-se da distribuição percentual observada em 2000. Isso faz sentido, pois se o domicílio de três gerações não é considerado como um tipo comum, o

modelo assume que os filhos, após o primeiro casamento ou união, deixam a casa dos pais, aumentando, assim, a porcentagem de domicílios com duas e três pessoas. Portanto, para o período de 1991 a 2000 é plausível a especificação do modelo que determina que o domicílio de três gerações é um tipo comum para o município de Belo Horizonte.

A similaridade das projeções obtidas pelo método das componentes principais (Granados, 1989) e pelo método multi-estado, que foi desenvolvido por Yi (1991), atribuiu confiabilidade do modelo multi-estado para projeção da população no período de 1991 a 2000. Em relação à projeção de domicílios, a comparação dos resultados obtidos com os valores observados no Censo Demográfico de 2000 também atribuiu confiabilidade ao modelo, aconselhando, assim, a utilização do mesmo para o período de 2000 a 2050.

6 PROJEÇÃO DA POPULAÇÃO E DOMICÍLIOS DE BELO HORIZONTE, PARA O ANO DE 2050

O capítulo anterior testou a eficiência do modelo multi-estado para a projeção de domicílios ao comparar a projeção da população e da composição dos domicílios de Belo Horizonte, para o ano de 2000, com os dados do Censo Demográfico de 2000, tendo como origem a população e composição domiciliar observadas no Censo Demográfico de 1991.

Nesse capítulo, o modelo multi-estado será utilizado para avaliar o efeito das taxas de casamento, separação, viuvez e recasamento na situação conjugal da população, bem como, na formação e composição futura dos domicílios. Entretanto, essas taxas não estarão atuando isoladamente, pois há atuação também da taxa de deixar a casa dos pais e da migração, em um cenário desfavorável à formação de domicílios maiores, pois a taxa de fecundidade total encontra-se abaixo do nível de reposição. Como as taxas de primeiro casamento apresentaram-se maiores para as idades de 25 a 34 anos e as taxas de separação reduziram a partir de 25 anos, espera-se que a formação dos domicílios devido ao casamento se dê, principalmente, a partir da idade de 25 anos.

Nessa projeção, foram mantidas as taxas de transição da situação conjugal e as taxas líquidas de sair da casa dos pais, apresentadas no capítulo quatro, para todo o período de 2005 a 2050, e foram estabelecidas hipóteses referentes ao comportamento futuro da mortalidade, fecundidade total e migração, que serão apresentadas a seguir.

6.1 Definição das hipóteses relativas às componentes demográficas

Serão apresentadas, a seguir, as hipóteses adotadas nesse trabalho, com relação a mortalidade, fecundidade e migração e como elas foram estabelecidas para a população de Belo Horizonte, ao longo do período de projeção. A mortalidade e a fecundidade são as principais componentes demográficas que influenciarão a definição do tamanho futuro dos domicílios. Segundo Kobrin (1976, p. 130), o efeito do declínio contínuo da fecundidade e mortalidade é um grande aumento na proporção de domicílios constituídos por duas

pessoas. Conforme apontado por Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2002), uma taxa de fecundidade baixa leva a uma menor porção de domicílios jovens e a uma maior porção de domicílios nos grupos etários intermediários e idosos. A migração, por sua vez, é uma componente importante para projeção do total populacional de Belo Horizonte, podendo também influenciar o tamanho dos domicílios.

6.1.1 Hipótese de mortalidade decrescente

No capítulo quatro, foi apresentada a metodologia para obtenção das funções de mortalidade para o município de Belo Horizonte, em 2000, quando foi obtida também a esperança de vida ao nascer, para cada sexo e em todo o período de projeção. As taxas de mortalidade específicas por idade, para cada período de projeção, são estimadas pelo programa ProFamy com base nas taxas calculadas no ano inicial e a esperança de vida informada para os anos futuros.

A hipótese adotada é de que as esperanças de vida são crescentes para o período de 2005 a 2050, correspondendo, assim, a funções de mortalidade decrescentes. As esperanças de vida estimadas para a população feminina e masculina de Belo Horizonte, estão apresentadas na TAB. 19.

6.1.2 Hipótese de taxa de fecundidade total constante, a partir de 2005

A taxa de fecundidade inicial, por parturição e situação conjugal, foi calculada, por idade simples, com base nos dados do Censo Demográfico de 2000. Através da medida sumária “taxa de fecundidade total”, informada para cada período de projeção, o programa ProFamy ajusta, por interpolação, aquela taxa para os demais anos.

Tabela 19: Esperança de vida ao nascer estimadas, por sexo, Belo Horizonte, 2005 a 2050

Ano	Feminina	Masculina
2005	77,66	69,85
2010	78,30	70,87
2015	79,25	71,98
2020	80,20	73,10
2025	81,04	74,02
2030	81,89	74,94
2035	82,74	76,01
2040	83,59	77,09
2045	84,45	78,19
2050	85,32	79,30

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

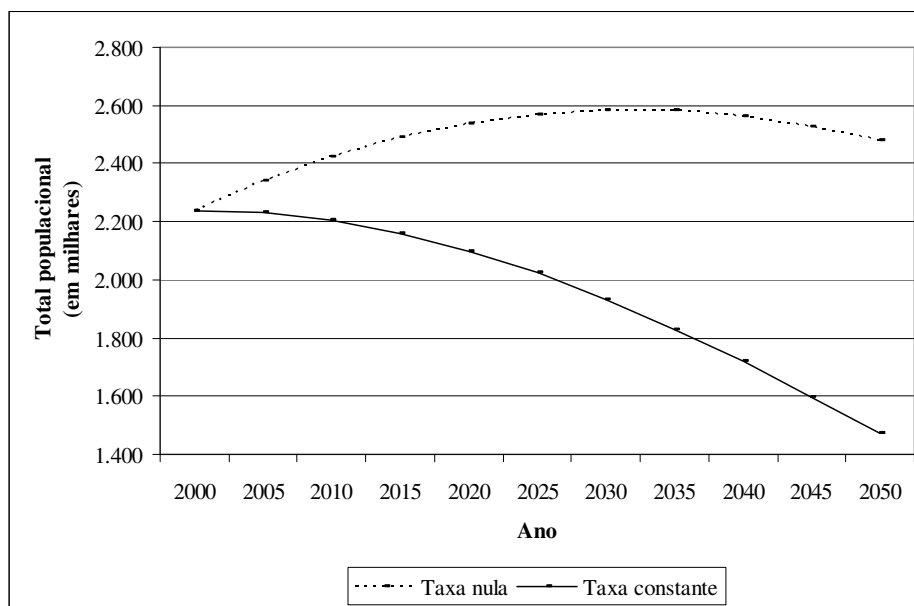
As taxas de fecundidade total calculadas por Wong & Bonifácio (2008), para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, em 2005 e 2006, foram 1,75 filhos e 1,44 filhos, respectivamente, ou seja, uma variação relativa de -17,7%. Como a taxa de fecundidade total calculada para Belo Horizonte, em 2000, foi de 1,63 filhos; em 2005, a taxa de fecundidade total adotada foi de 1,49 filhos, ao supor uma variação relativa para o período de 2000 a 2005, que corresponde, aproximadamente, à metade da variação observada para Região Metropolitana de Belo Horizonte, entre 2005 e 2006, pois a taxa para Belo Horizonte já se encontrava bastante baixa em 2000. Conforme a especialista Laura Lúcia Rodriguez Wong (2008, comunicação oral), é provável que a taxa de fecundidade total permaneça próxima a 1,50 filhos para Belo Horizonte, nos anos futuros da projeção. Portanto, a estimativa de 1,49 filhos foi mantida constante de 2005 a 2050.

6.1.3 Hipótese de saldo migratório igual a zero, a partir de 2010

Várias hipóteses foram estudadas antes de ser estabelecido o comportamento futuro da migração. A princípio, considerou-se em manter constante a taxa líquida de migração anual estimada para Belo Horizonte (-1,14% para o sexo masculino e -0,86% para o sexo feminino), entre 1999 e 2000, até o ano de 2050; porém os totais populacionais projetados apresentaram redução intensa até 2050, conforme pode ser visualizado no GRAF. 20, o que parece ser improvável.

Outra hipótese avaliada foi considerar o saldo migratório anual igual a zero, ao longo do período de projeção. Para essa última opção, o total populacional projetado para Belo Horizonte atinge o valor máximo em 2030, aproximadamente, 2.600.000 pessoas, conforme pode ser visualizado no GRAF. 20.

Gráfico 20: População projetada para Belo Horizonte, em função da taxa líquida de migração anual (nula e constante), entre 2005 e 2050



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Após a análise dessas projeções, optou-se por manter o saldo migratório anual igual a zero, a partir de 2010, pois se espera que, para uma população com taxa líquida de migração negativa e taxa de fecundidade abaixo do nível de reposição, a perda de população para

outros municípios diminua, pois haverá uma pressão menor na demanda e utilização dos serviços públicos, que acabarão por proporcionar melhores condições de vida aos habitantes, reduzindo, assim, a emigração.

6.2 Resultados da projeção da população

Antes de iniciar a projeção da população de Belo Horizonte com base na população observada através do Censo Demográfico de 2000, foi corrigido tanto o total populacional, quanto o total de domicílios.

A população inicial, ou seja, a população observada através do Censo Demográfico de 2000, foi aumentada em 2,84%, conforme avaliação¹⁴ da cobertura da coleta de dados do Censo Demográfico de 2000, realizada pelo IBGE (2003). O total de domicílios de Belo Horizonte, em 2000 foi aumentado em 2,52%, pois o Censo Demográfico de 2000 apresentou subenumeração de domicílios particulares ocupados, conforme foi inferido pela taxa **líquida** de omissão, para a situação urbana do domicílio do estado de Minas Gerais (IBGE, 2003, p. 88).

6.2.1 Projeção da população por sexo e grupo etário quinquenal

A TAB. 20 apresenta o total populacional projetado para o período de 2000 a 2050, por sexo, e as respectivas taxas de crescimento.

Percebe-se, em 2005, uma taxa negativa de crescimento, devido, em parte à emigração, pois o saldo migratório, para os anos de 2001 a 2009 foram obtidos, pelo programa ProFamy, através de interpolação linear entre o saldo migratório em 2010 (considerado nulo) e o saldo observado em 2000, que é negativo. Entre 2010 e 2030, a taxa de

¹⁴ Essa avaliação inferiu que a taxa líquida de omissão, para a situação urbana do domicílio, do estado de Minas Gerais, considerando as pessoas residentes em domicílios particulares ocupados, correspondia a uma subenumeração de 2,84%, em 2000 (IBGE, 2003, p. 89). Essa correção não está disponível para as pessoas residentes em domicílios coletivos, que por corresponderem a uma pequena fração da população total, altera pouco a proporção de pessoas que residem em domicílios coletivos (somente na quarta decimal) até a idade de 80 anos, para ambos os sexos.

crescimento torna-se positiva, sendo maior em 2015, que é explicada pelo crescimento natural, já que o saldo migratório foi considerado nulo, a partir de 2010. A taxa de fecundidade total adotada é menor que o nível de reposição, desde o início da projeção, porém, o número significativo de mulheres em idade reprodutiva faz com que o número de nascimentos seja suficiente para manter a taxa de crescimento positiva até 2030, tornando-se negativa após esse ano.

Tabela 20: População projetada, por sexo, utilizando o modelo demográfico multi-estado, Belo Horizonte, 2000 a 2050

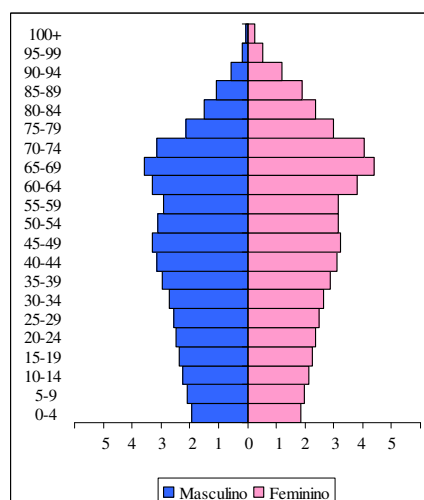
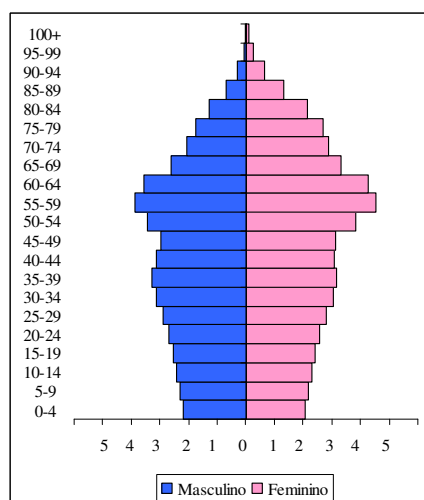
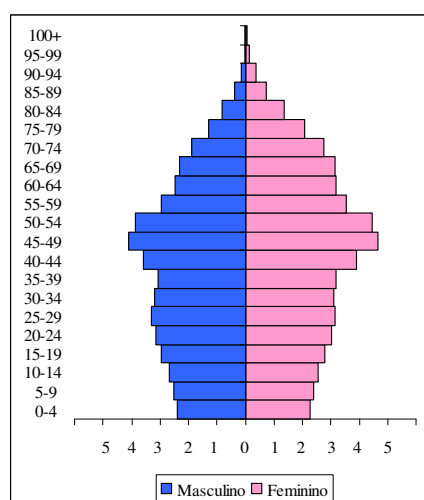
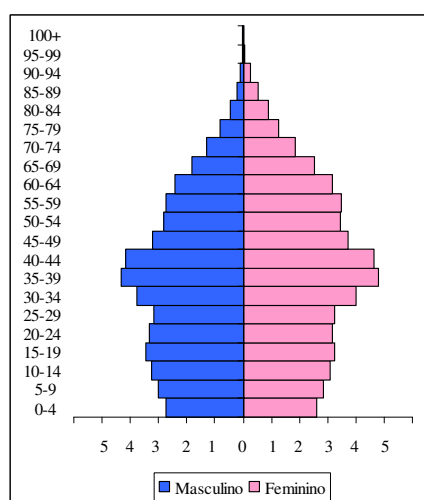
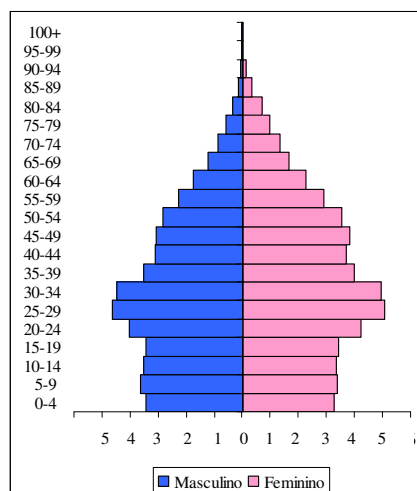
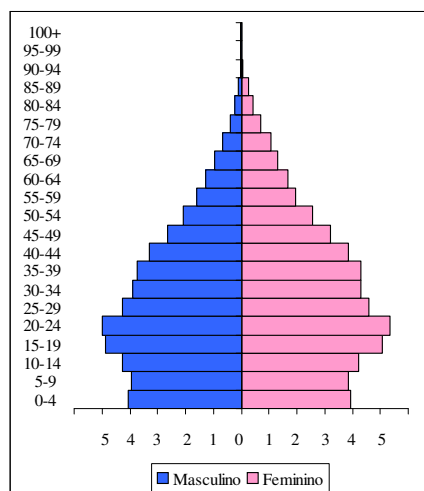
Ano	Feminino	Masculino	Total	Taxa relativa de crescimento (%)
2000¹	1.214.807	1.087.294	2.302.101	-
2005	1.216.881	1.077.991	2.294.872	-0,31
2010	1.228.664	1.083.700	2.312.364	0,76
2015	1.261.039	1.116.392	2.377.431	2,81
2020	1.283.357	1.139.341	2.422.698	1,90
2025	1.297.351	1.154.186	2.451.537	1,19
2030	1.303.938	1.161.827	2.465.765	0,58
2035	1.302.687	1.162.406	2.465.093	-0,03
2040	1.293.399	1.156.498	2.449.897	-0,62
2045	1.274.917	1.143.087	2.418.004	-1,30
2050	1.248.977	1.123.943	2.372.920	-1,86

1) Total populacional, para ambos os sexos, corrigido em 2,84%, conforme avaliação da cobertura de coleta de dados do Censo Demográfico de 2000 (IBGE, 2003).

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

O GRAF. 21 apresenta as projeções obtidas, através das quais, é possível observar o processo de envelhecimento da população de Belo Horizonte, a cada decênio, e o estágio de envelhecimento dessa população em 2050, havendo, nas idades avançadas, predominância do sexo feminino, dado o diferencial de mortalidade entre homens e mulheres.

Gráfico 21: Pirâmide da população projetada para Belo Horizonte, 2000 a 2050



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Dentre os grupos etários quinquenais, destacam-se os grupos etário de 15 a 19 anos e de 20 a 24 anos, que correspondem a aproximadamente 20% da população observada para Belo Horizonte, em 2000. As pessoas pertencentes a esses grupos etários nasceram entre 1976 e 1985, cuja taxa de fecundidade total era muito superior à taxa observada em 2000. Apenas como exemplo, a taxa de fecundidade total do estado de Minas Gerais reduziu 65% entre 1970 e 2000, sendo que essa redução foi mais intensa na década de 90¹⁵, justificando, assim, o fato de que os grupos etários de 15 a 24 anos sejam maiores do que os grupos etários anteriores. Os grupos etários superiores, embora correspondam às coortes que apresentavam taxas de fecundidade total maiores, estiveram expostas à mortalidade por um tempo maior, o que reduziu o tamanho desses grupos etários.

Em cada decênio, observa-se que a coorte das pessoas, que pertenciam aos grupos etários de 15 a 19 anos e de 20 a 24 anos, em 2000, continua a destacar nos demais decênios, demonstrando o envelhecimento dessa população. Por exemplo, a população pertencente ao grupo etário de 20 a 24 anos correspondia a 10,4% da população em 2000 e atinge o grupo etário de 70 a 74 anos em 2050, quando passa a corresponder a 7,2% da população, que é um percentual bem superior à proporção de 1,6% observada para o grupo etário de 70 a 74 anos, em 2000.

Dado a sobremortalidade masculina, observa-se também uma redução da razão do número de homens pelo número de mulheres entre o grupo etário de 20 a 24 anos, em 2000, e o respectivo grupo etário de 70 a 74 anos em 2050. Essa razão diminuiu de 0,93, em 2000, para 0,80, em 2050.

A razão de dependência e suas componentes (jovem, idosa)¹⁶ definem a relação entre os diferentes grupos etários. Em 2000, a razão de dependência jovem, idosa e total para Belo Horizonte correspondia a 34,9%, 8,9% e 43,8%, respectivamente; as quais, em 2050, assumem os seguintes valores: 21,1%, 51,7% e 72,8%, respectivamente. Para o Brasil, em 2000, as razões calculadas por Wong & Carvalho (2006) correspondiam a 44,8%, 7,9% e 52,7%, respectivamente; as quais assumem os seguintes valores em 2050: 27,6%, 31,5% e

¹⁵ As taxas de fecundidade total do estado de Minas Gerais em 1970, 1980, 1991 e 2000 foram de 6,2 filhos, 4,3 filhos, 2,7 filhos e 2,2 filhos, respectivamente, segundo o IBGE. Disponível em <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2000/tendencias_demograficas/tabela07.pdf2008> e acesso: 18 nov. 2008.

¹⁶ A razão de dependência total corresponde à soma da razão jovem com a razão idosa. A razão de dependência jovem corresponde à divisão da população menor de 15 anos pela população de 15 a 64 anos; enquanto que a razão idosa corresponde à divisão da população de 65 anos ou mais pela população de 15 a 64 anos.

59,1%, respectivamente. Enquanto a razão de dependência jovem para Belo Horizonte teve uma redução próxima à calculada para o Brasil (redução de 38%, entre 2000 e 2050); o aumento da razão de dependência idosa quadruplicou para o Brasil e mais que quintuplicou para Belo Horizonte.

Essas diferenças refletem a distribuição da população em função dos grupos etários: menos de 15 anos, 15 a 64 anos, 65 anos ou mais, que, em 2050, para o Brasil, foi estimada em: 17,3%, 62,9% e 19,8%, respectivamente; ao passo que, para Belo Horizonte, elas correspondem a: 12,2%, 57,9% e 29,9%, respectivamente. Além da população de Belo Horizonte ser, inicialmente, um pouco mais envelhecida que a população brasileira, as diferenças entre as estruturas etárias do Brasil e de Belo Horizonte devem-se, em parte; às diferenças entre as suposições dos modelos de projeção. As projeções utilizadas por Wong & Carvalho (2006) referem-se à variante média adotada pelas Nações Unidas (United Nations, 2003), cuja taxa de fecundidade total tem, como limite inferior, o valor de 1,85 filhos por mulher; ao passo que, para Belo Horizonte, foi utilizado o valor de 1,49 filhos, no período de 2005 a 2050. Além disso, a esperança de vida adotada para Belo Horizonte é superior à esperança adotada pelas Nações Unidas (United Nations, 2003), em, aproximadamente, 6 anos para o sexo masculino e 3 anos para o sexo feminino.

A mudança da distribuição da população, ao ocasionar a concentração de pessoas no topo da pirâmide, fará com que a distribuição da população, quanto a situação conjugal, altere-se ao longo do período de projeção, já que as taxas de transição conjugal foram mantidas constantes. O próximo item desse estudo apresenta essa distribuição, que constitui em um dos pontos primordiais para a composição dos domicílios, como será visto mais adiante.

6.2.2 Projeção da população por situação conjugal

Antes da apresentação do total populacional projetado por situação conjugal, grupo etário e sexo, serão descritas, sucintamente, as taxas de transição da situação conjugal, apresentadas no capítulo quatro, que juntamente com a evolução da estrutura etária são importantes para análise das mudanças observadas na pirâmide populacional por situação conjugal.

As taxas de transição conjugal de solteira para casada atingem o valor máximo aos 30 anos de idade, para ambos os sexos; entretanto, as mulheres tendem a iniciar a transição para a

situação conjugal casada mais cedo que os homens, pois as taxas de 15 a 27 anos, são maiores do que as taxas masculinas. Elas encerram essa transição também mais cedo; sendo que as taxas femininas são menores que 0,10 a partir da idade de 37 anos, tornando-se praticamente nulas (menor que 0,01) a partir de 58 anos, enquanto que, para o sexo masculino, essas idades correspondem a 40 anos e 85 anos, respectivamente. Aos 68 e 88 anos, respectivamente, essas taxas são nulas.

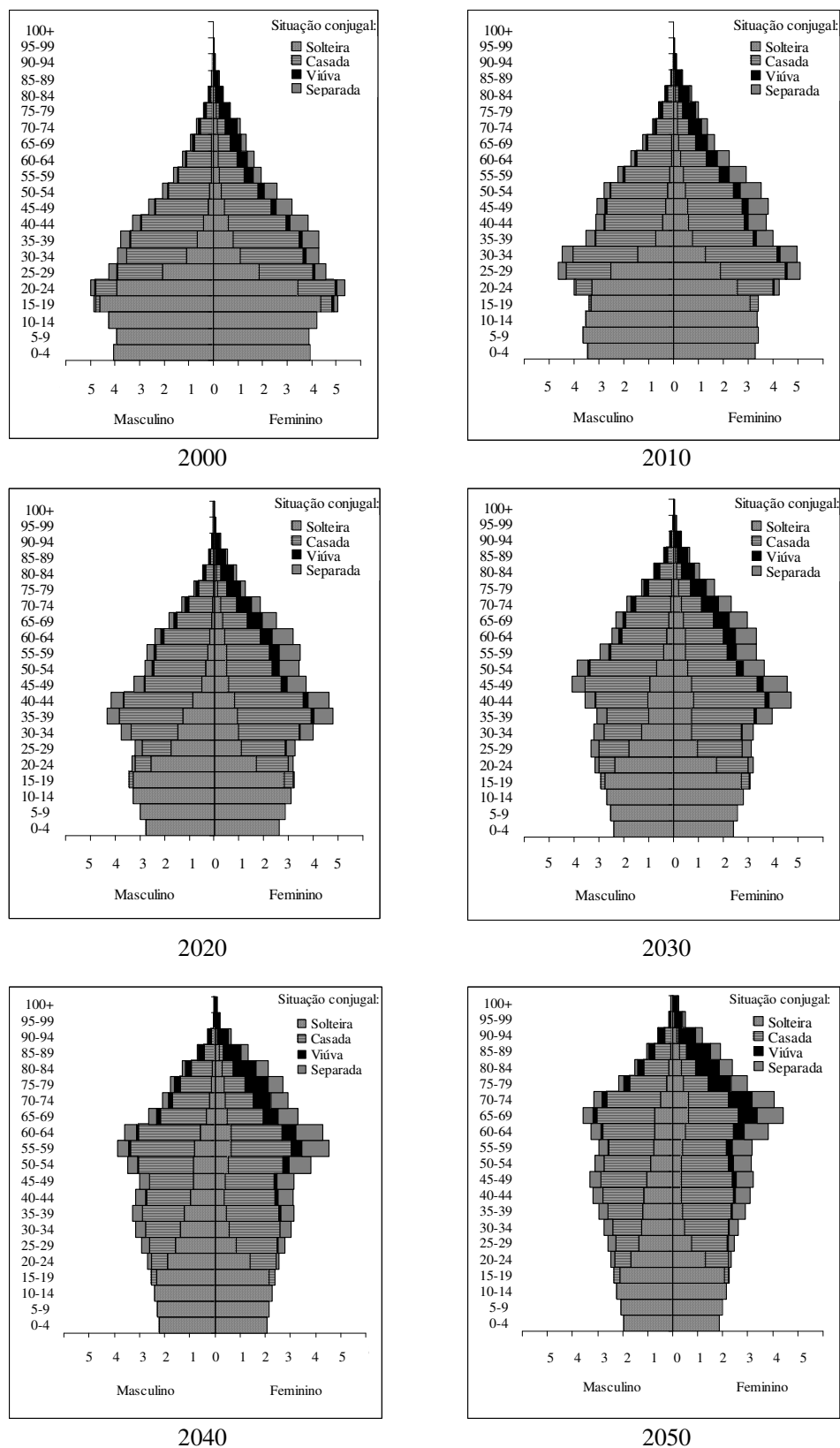
As taxas de transição conjugal de separada para casada atingem o valor máximo aos 20 anos de idade, para ambos os sexos; entretanto, as taxas masculinas são bem superiores às taxas femininas, para todas as idades. Até a idade de 34 anos, as taxas masculinas correspondem ao dobro das taxas femininas, tornando-se ainda maiores, principalmente, para as idades de 50 a 63 anos. Essas taxas tornam-se menores que 0,03 desde a idade de 49 anos, para o sexo feminino, e 85 anos, para o sexo masculino. Enquanto as taxas femininas tornam-se nulas aos 78 anos de idade, as taxas masculinas tornam-se nulas aos 88 anos de idade.

As taxas de transição conjugal de viúva para casada também atingem o valor máximo aos 20 anos de idade, sendo que as taxas masculinas correspondem a mais que o dobro das taxas femininas desde a idade de 25 anos. Essas taxas são praticamente nulas (menor que 0,01) a partir da idade de 55 anos, para o sexo feminino, e 77 anos, para o sexo masculino, tornando-se iguais a zero aos 78 e 88 anos idade, respectivamente.

As taxas de transição conjugal de casada para separada também atingem o valor máximo aos 20 anos; porém, nesse caso, as taxas de transição femininas é que são maiores do que as masculinas, para todas as idades. Entre as idades de 65 e 74 anos e desde a idade de 60 anos, as taxas femininas e masculinas, respectivamente, tornam-se praticamente nulas (menores que 0,01). As taxas femininas tornam-se nulas aos 88 anos, enquanto que as taxas masculinas tornam-se nulas aos 70 anos.

O GRAF. 22 apresenta a distribuição dessa população, segundo a situação conjugal de seus componentes, por grupo etário quinquenal e sexo, para os decênios de 2000 a 2050. Em 2000, as coortes de pessoas pertencentes aos grupos etários de 15 a 19 anos e 20 a 24 anos correspondiam a aproximadamente 20% da população e eram constituídas, principalmente, de pessoas com situação conjugal solteira.

Gráfico 22: Pirâmide conjugal da população projetada, Belo Horizonte, 2000 a 2050



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Essa coorte apresenta um efeito permanente ao longo do período de projeção, fazendo com que os grupos etários de 65 a 74 anos correspondam a aproximadamente 15% da população e tenham uma maior proporção de pessoas em todos os estados conjugais, em 2050. O diferencial de mortalidade masculina torna-se mais evidente a cada decênio, pois com a maior proporção de pessoa em idades avançadas, a cada decênio, a proporção de mulheres viúvas em relação ao de homens viúvos apresenta-se crescente, ao longo do período.

Ao tomar o grupo etário de 10 a 14 anos em 2000, como referência, é mais fácil observar que as mulheres iniciam a transição da situação conjugal de solteira para casada mais cedo do que os homens. Em 2000, tanto a porcentagem de solteiros, quanto a porcentagem de solteiras, está acima de 4%; ao passo que em 2010, já se observa que a proporção de homens solteiros pertencentes ao grupo etário de 20 a 24 anos é superior a 3%; enquanto que a respectiva proporção de mulheres solteiras é inferior a 3%.

Ao longo do período de projeção, pode-se observar que a redução na pirâmide da situação conjugal solteira para os grupos etários de 20 a 24 anos e de 25 a 29 anos é bem maior do que nos demais grupos, pois as taxas de transição atingem o valor máximo aos 30 anos, para ambos os sexos. Observa-se, assim, que a partir da idade feminina de 35 anos e da idade masculina de 40 anos, os degraus da pirâmide da situação conjugal solteira tornam-se mais suaves.

Como os homens postergam a transição da situação conjugal de solteiro para casado, observou-se que, em 2000, o total de homens casados dividido pelo total de mulheres casadas só é maior que um, a partir do grupo etário de 35 anos¹⁷.

Três outras características das taxas de transição conjugal contribuem para que, a partir da idade de 35 anos, haja mais homens casados do que mulheres casadas ao longo do período de projeção: 1) a taxa de transição da situação conjugal casada para separada, 2) a taxa de transição de separada para casada, 3) a taxa de transição de viúva para casada.

Como visto anteriormente, as taxas femininas de primeiro casamento são maiores do que as taxas masculinas até a idade de 27 anos, proporcionando um maior estoque de homens solteiros até essa idade. Por outro lado, as taxas femininas de separação são maiores que as

¹⁷Grupos etários de 35 a 39 anos (1,01), 40 a 44 anos (1,08), 45 a 49 anos (1,12), 50 a 54 anos (1,13), 55 a 59 anos (1,28), 60 a 64 anos (1,35), 65 a 69 anos (1,50), 70 a 74 anos (1,49), 75 a 79 anos (1,94), 80 a 84 anos (1,91), 85 a 89 anos (1,24).

taxas masculinas, contribuindo para que uma maior parte das mulheres do que dos homens passe para a situação conjugal separada. Ao atingir a situação conjugal de separada, as mulheres têm mais dificuldade de sair desse estado do que os homens, que possuem maiores taxas de recasamento. Para o grupo de 80 a 84 anos, o total de homens casados é, aproximadamente, o dobro do total de mulheres casadas, em todos os decênios, lembrando que, a partir da idade de 78 anos, as taxas femininas de transição conjugal de separada para casada e de viúva para casada tornam-se nulas.

Ao acompanhar a coorte do grupo etário de 20 a 24 anos, desde o ano 2000, percebe-se que a proporção de pessoas separadas cresce até a década de 2040, principalmente, para o sexo feminino, quando essa coorte atinge o grupo etário de 60 a 64 anos. A partir do grupo etário de 65 a 69 anos, já em 2045, a proporção decresce, provavelmente, em decorrência da mortalidade, pois a taxa de transição da situação conjugal de casada para separada é menor que 0,10 e as taxas de primeiro casamento e recasamento são praticamente nulas.

Devido à sobremortalidade masculina e ao fato de que a taxa de recasamento, para o homem viúvo, é maior que a taxa feminina desde a idade de 25 anos, observa-se maior proporção de viúvas desde os grupos etários mais jovens, ao longo de todo o período de projeção. Em 2050, a proporção de mulheres viúvas é superior à proporção de homens viúvos, principalmente, para os grupos etários de 65 a 94 anos, para os quais, a porcentagem de mulheres viúvas está próxima de 1%, em cada grupo etário.

Oliveira & Berquó (1990), com base no Censo Demográfico de 1980, já tinham observado, para o Brasil, a assimetria entre os sexos quanto à proporção de pessoas não casadas, ou seja, solteiras, viúvas e separadas, que se avoluma para as mulheres, a partir da idade de 30 anos, que é uma idade bem próxima à observada na análise das projeções para a população de Belo Horizonte. Mais do dobro de mulheres encontrava-se separada, divorciada ou desquitada o que pode indicar, segundo Berquó (1986, p. 4), uma menor possibilidade da mulher recasar ou uma opção voluntária de permanecer descasada.

Ao considerar ambos os sexos, o grupo etário de 55 anos ou mais aumentou de 12,7%, em 2000, para 43,1%, em 2050. O grupo etário de 65 anos ou mais, que, ao considerar ambos os sexos, correspondia a 6,2% da população de Belo Horizonte, em 2000; passou a corresponder a 29,9% em 2050, havendo um aumento da participação de todas as situações conjugais. Conforme pode ser constatado na TAB. A 33, para o sexo feminino, e na TAB.

A 34, para o sexo masculino, para o grupo etário de 65 anos ou mais, houve um aumento, principalmente, de homens solteiros e de mulheres separadas. Portanto, para esses grupos etários, espera-se que haja uma menor proporção de domicílios nucleares, ou seja, aqueles constituídos pelo casal e filhos.

6.3 Resultados da projeção dos domicílios

Além da projeção populacional, por situação conjugal, o modelo utiliza-se do estado composto da pessoa de referência (sexo, situação conjugal, parturição, estado de co-residência com os pais, estado de co-residência com filhos) para a composição dos domicílios, determinando, assim, o tamanho desses domicílios. Os domicílios podem apresentar, nessa composição, uma única geração, duas gerações, ou três gerações.

Conforme apresentado anteriormente, pode-se dizer que os domicílios compostos por duas gerações diferem-se dos domicílios de uma geração, por possuir pelo menos um filho(a), que co-reside com pelo menos um dos pais. Já o domicílio de três gerações corresponde, amplamente falando, à um domicílio composto de duas gerações, no qual, também reside pelo menos um neto(a).

Os domicílios compostos por três gerações correspondiam a, aproximadamente, 10% dos domicílios de Belo Horizonte, em 2000. Portanto, além dos domicílios compostos por uma única geração ou por duas gerações, também serão considerados os domicílios constituídos por três gerações, ao projetar a população de Belo Horizonte, por quinquênio e sexo, entre 2000 e 2050.

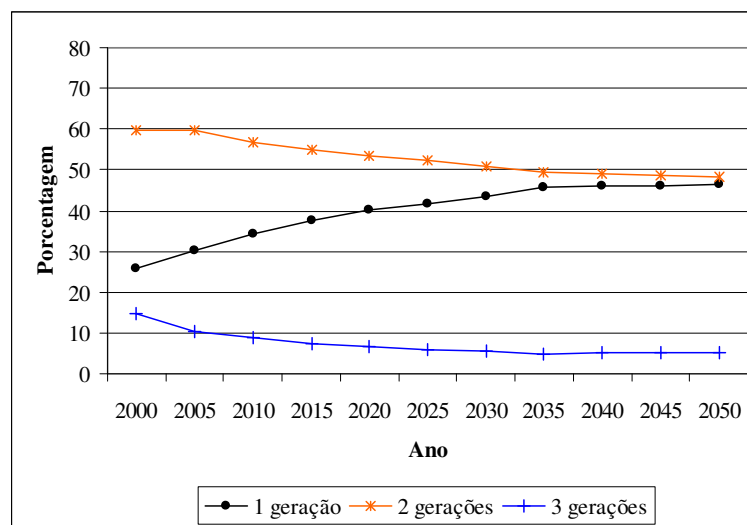
6.3.1 Distribuição dos domicílios em função das gerações que os compõem

O QUAD. 4 do capítulo três apresenta os tamanhos dos domicílios familiares. Entretanto, o domicílio composto por uma única geração pode ser constituído por uma única pessoa ou um casal, que podem estar residindo com outras pessoas que não sejam membros diretos da família. Portanto, não necessariamente, o tamanho do domicílio corresponde a uma ou

duas pessoas somente. O domicílio constituído por duas gerações pode ser constituído por um casal, que reside com pelo menos um dos filhos(as), ou por um dos pais, que reside com pelo menos um dos filhos(as). Conseqüentemente, o tamanho desse domicílio é necessariamente maior ou igual a dois. Quando apenas um dos pais reside com um único filho(a), o tamanho do domicílio é dois e a situação conjugal desse pai ou mãe pode ser: solteira, separada, viúva. O domicílio constituído por três gerações pode ser considerado um prolongamento do domicílio de duas gerações, por estar presente além do filho(a), pelo menos, um dos netos(as). Assim, o tamanho desse último tipo de domicílio é necessariamente maior ou igual a três.

O total projetado de domicílios para os quinquênios de 2005 a 2050 correspondem a 702.907, 741.345, 790.575, 833.139, 869.343, 901.089, 925.751, 916.718, 907.685 e 898.652 domicílios, respectivamente. O GRAF. 23 apresenta a evolução percentual dos domicílios, quanto às gerações: uma única geração, duas gerações ou três gerações.

Gráfico 23: Distribuição percentual dos domicílios, em função do número de gerações que os compõem, Belo Horizonte, 2000 a 2050



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

A proporção de domicílios constituídos por uma única geração cresce rapidamente, variando de 25,7% a 46,5%, entre 2000 e 2050, respectivamente; enquanto que a proporção de domicílios constituídos de duas ou três gerações decresce, de forma menos intensa. A proporção de domicílios constituídos por duas gerações varia de 59,6% a 48,7%,

entre 2000 e 2050, respectivamente; para os domicílios constituídos por três gerações, essas proporções correspondem a 14,7% e 5,3%, respectivamente.

A TAB. 21 apresenta a distribuição percentual dos domicílios em função do número de gerações que os compõem. Devido ao envelhecimento da população e dado a baixa taxa de fecundidade, é esperado um crescimento dos domicílios constituídos por uma única geração, em detrimento dos domicílios constituídos por duas ou três gerações. Conforme destacado por Kobrin (1976, p. 130), domicílios norte americanos de uma única pessoa concentram-se entre os idosos, uma vez que o envelhecimento contínuo da população aumentou grandemente a proporção de pessoas idosas.

Tabela 21: Distribuição percentual dos domicílios, por número de gerações e arranjos domiciliares, Belo Horizonte, 2000 a 2050

Ano	Uma geração (%)				Duas gerações (%)				Três gerações (%)
	Uma pessoa	Uma pessoa e outra ¹	Um casal ²	Total	Casal com filho(s)	Mãe com filho(s)	Pai com filho(s)	Total	
2000	10,86	4,66	10,19	25,71	45,21	12,92	1,48	59,60	14,69
2005	14,56	6,25	9,32	30,13	41,02	17,23	1,40	59,65	10,22
2010	16,28	6,99	10,95	34,22	37,49	18,20	1,27	56,96	8,82
2015	17,47	7,50	12,60	37,57	35,11	18,52	1,31	54,94	7,49
2020	18,40	7,90	13,73	40,03	33,07	18,83	1,51	53,41	6,56
2025	19,13	8,21	14,47	41,81	31,45	19,13	1,74	52,32	5,87
2030	19,84	8,52	15,27	43,63	29,78	19,26	1,98	51,02	5,35
2035	20,62	8,85	16,18	45,65	28,02	19,16	2,25	49,43	4,92
2040	20,63	8,86	16,42	45,91	27,35	19,31	2,40	49,06	5,03
2045	20,65	8,86	16,67	46,18	26,65	19,46	2,56	48,67	5,15
2050	20,67	8,87	16,91	46,45	25,95	19,61	2,72	48,28	5,27

1) Outra ou outras pessoas que não sejam membros diretos da família.

2) Podendo estar presente outra ou outras pessoas que não sejam membros diretos da família.

Nota: O total projetado de domicílios para os quinquênios de 2000 a 2050 correspondem a 626.194, 702.907, 741.345, 790.575, 833.139, 869.343, 901.089, 925.751, 916.718, 907.685 e 898.652 domicílios, respectivamente

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Dentre os domicílios constituídos de uma única geração, para todo o período de projeção, a maior porcentagem refere-se aos domicílios constituídos por uma única pessoa. A segunda maior porcentagem refere-se aos domicílios constituídos por um casal, que pode estar ou não convivendo com outras pessoas, as quais não são membros diretos da família.

A porcentagem de domicílios de uma única geração constituídos por uma pessoa de referência e outras pessoas, que não sejam membros diretos da família, é inferior a 10% para todos os anos da projeção.

Enquanto o aumento da proporção de domicílios constituídos por uma única pessoa pode ser explicado pelo diferencial das taxas de mortalidade e de recasamento, que favorecem os domicílios constituídos por viúvas e separadas sem filhos co-residindo com as mesmas; o aumento da proporção de casais sem filhos pode ser justificado pela baixa taxa de fecundidade. Segundo Ruggles (1994, p. 108), uma outra possível explicação para o aumento da proporção de casais sem filhos, deve-se aos domicílios compostos de casais idosos cujos filhos já deixaram a casa dos pais.

Dentre os domicílios compostos por duas gerações, a porcentagem de domicílios constituídos por um casal e filho(s) é decrescente; ao passo que a proporção de domicílios constituídos por apenas um dos pais e seu filho(s), ou seja, sem a presença do cônjuge, aumentou ao longo do período de projeção. Nesses domicílios, em que apenas um dos pais reside com o filho(a), a proporção de domicílios, cuja pessoa de referência é o pai, aumentou de 1,5% para 2,7%, entre 2000 e 2050, enquanto que a proporção de domicílios, cuja pessoa de referência é a mãe, aumentou de 12,9% para 19,6%. Dentre os viúvos, a proporção daqueles que vivem com os filhos aumentou de 57,5% para 64,8%, entre 2000 e 2050; ao passo que, para as viúvas, o aumento foi maior, passando de 52,8% para 72,0%, no mesmo período.

Ruggles (1994, p. 108) atribuiu à queda da mortalidade, a diminuição da frequência de domicílios dos Estados Unidos, nos quais, apenas um dos pais reside com o(s) filho(s), entre 1880 e 1980, pois a mortalidade declinante reduziu a frequência de pais e mães na situação conjugal de viuvez. Entretanto, entre 1960 e 1980, o autor observou que o declínio da viuvez foi reduzido pelo aumento do divórcio e de nascimentos fora do casamento, de maneira que a frequência de domicílios uniparentais começou a aumentar.

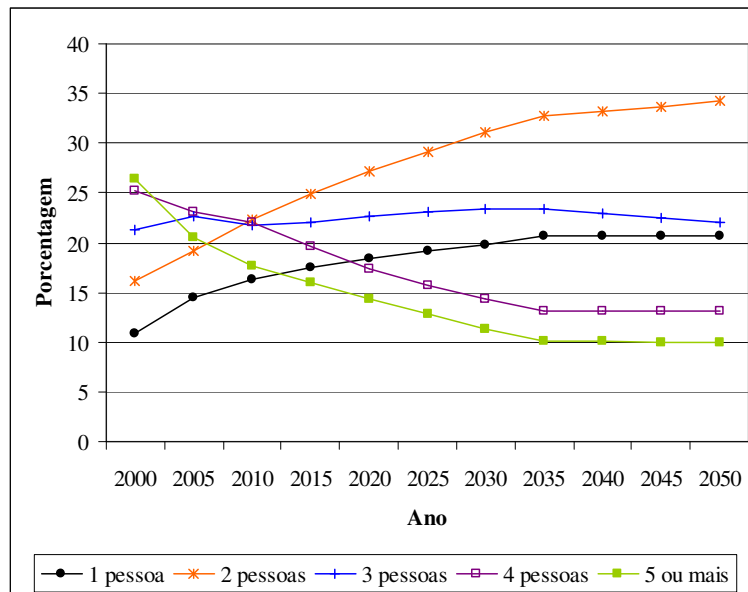
Para a projeção de Belo Horizonte, as taxas de separação e a taxa de fecundidade total (desde 2005) foram mantidas constantes, entretanto, devido ao envelhecimento da população, houve um aumento da proporção de pessoas viúvas, separadas, bem como de pessoas que permaneceram solteiras, ao longo do período de projeção. Esse aumento pode ser facilmente verificado ao se comparar as pirâmides por situação conjugal de 2000 e 2050, que foram apresentadas no GRAF. 22, principalmente, para os grupos etários de 65 anos ou mais.

Da mesma forma que se observou uma redução da proporção de domicílios compostos por um casal e filho(s), observou-se também uma redução da proporção de domicílios compostos por três gerações. Entre 2000 e 2050, a redução relativa (-42,6%) da proporção de domicílio, em que o casal reside com o filho, foi menos intensa do que a redução relativa (-64,1%) da proporção de domicílios compostos por três gerações. A redução da proporção de domicílios compostos por três gerações é mais intensa devido ao envelhecimento da população, que favorece, segundo Ruggles (1994), os domicílios compostos por casais idosos, cujos filhos já não co-residem com eles. A esse envelhecimento, pode estar conjugado a baixa fecundidade, que, por sua vez, não favorece a formação de domicílios maiores. Além disso, o programa ProFamy adota a pessoa da geração intermediária como pessoa de referência do domicílio, que se for idosa, torna menos provável a presença do pai/mãe ou do sogro/sogra nesse domicílio de terceira geração.

6.3.2 Distribuição dos domicílios em função do tamanho

Os domicílios constituídos por uma única pessoa são, necessariamente, os domicílios compostos por uma única geração; já os demais tamanhos de domicílios podem corresponder à uma mistura de domicílios, que são compostos por uma, duas ou três gerações. O GRAF. 24 apresenta a distribuição percentual dos domicílios em função do número de pessoas que residem neles.

Gráfico 24: Distribuição percentual dos domicílios, em função do tamanho, Belo Horizonte, 2000 a 2050



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Entre 2000 e 2050, houve redução da proporção de domicílios constituídos por cinco ou mais pessoas (de 26,4% para 9,9%) e aqueles constituídos por quatro pessoas (de 25,2% para 13,1%). A proporção de domicílios constituídos por três pessoas manteve-se em torno de 23% ao longo dos anos. Nesse período de 2000 a 2050, houve elevação da proporção de domicílios constituídos por duas pessoas (de 16,2% para 34,2%) e daqueles compostos por uma pessoa (de 10,9% para 20,7%). Conseqüentemente, o tamanho médio dos domicílios diminuiu de 3,54 pessoas, em 2000, para 2,62 pessoas, em 2050. Em 2010, 2020, 2030 e 2040, o tamanho médio dos domicílios corresponde a: 3,11 pessoas, 2,90 pessoas, 2,73 pessoas e 2,64 pessoas, respectivamente.

A distribuição percentual do número de pessoas dos domicílios brasileiros mostrou que mais de 57% dos domicílios na área urbana, em 2006, tinham até três pessoas (Brasil, 2008). Para Belo Horizonte, em 2005, o valor projetado corresponde a 56,4%, que é um valor bem próximo aos valores calculados, com base nos dados da Pesquisa Nacional por

Amostra de Domicílios de 2005 e 2006¹⁸, que corresponderam a 54,3% e 56,2%, respectivamente, para a Região Metropolitana de Belo Horizonte.

Em 2000, aproximadamente 45% dos domicílios eram compostos principalmente pela pessoa de referência e respectivos cônjuges, filhos adultos e crianças (ver TAB. 21). Segundo Bongaarts (2001, p. 271), variação no tamanho do domicílio é, portanto, devido principalmente à variação nos três últimos componentes, porque todo domicílio tem uma pessoa de referência. Devido ao envelhecimento da população e à queda da mortalidade, é esperado que a proporção de domicílios compostos por casais idosos, para os quais, os filhos não residem com eles, torne-se maior ao longo do período de projeção, favorecendo, assim, os domicílios constituídos por duas pessoas. Ao mesmo tempo, devido a baixa taxa de fecundidade, é esperado que os domicílios uniparentais, nos quais o pai ou mãe reside com o(s) filho(s), tendem a apresentar um único filho, favorecendo, novamente, os domicílios constituídos por duas pessoas. Conforme observado por Kobrin (1976, p. 127), ao avaliar a queda no tamanho dos domicílios dos Estados Unidos, entre 1790 e 1794, a queda na fecundidade e mortalidade foram importantes durante os estágios primordiais do declínio no tamanho médio do domicílio. A queda na fecundidade decresceu o número de domicílios maiores; enquanto que a queda na mortalidade aumentou a proporção de unidades menores por aumentar o comprimento do tempo, que os casais sobrevivem após as crianças deles terem sido criadas.

O aumento menos intenso da proporção de domicílios de tamanho um do que o aumento da proporção de domicílios de tamanho dois deve-se, provavelmente, à interação das componentes demográficas mortalidade e fecundidade com as taxas de transição conjugal. Para os domicílios de tamanho um, o aumento parece ser resultante do envelhecimento da população, devido à queda da mortalidade e baixa fecundidade, que não favorece a manutenção dos domicílios nucleares devido à morte de um dos cônjuges e/ou a saída do filho da casa dos pais. Para os domicílios de tamanho dois, além do envelhecimento, há também uma interação desse envelhecimento com as taxas de transição conjugal, que foram mantidas constantes, ao longo da projeção, aumentando, assim, a proporção de filhos que deixam a casa dos pais e de mãe separada, que residem com o filho(a). Os próximos parágrafos apresentam uma análise mais detalhada para cada tamanho de

¹⁸ Disponível em <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=pnad&o=3&i=P&c=391>>. Acesso: 27 nov. 2008.

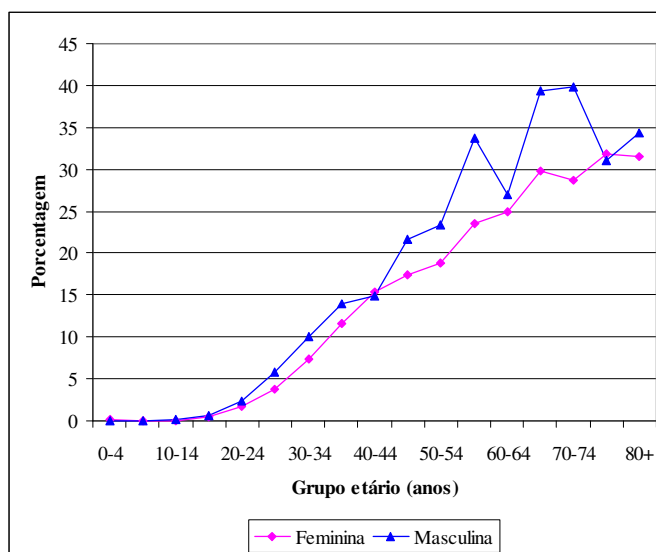
domicílio, com o objetivo de identificar, mais claramente, a atuação do envelhecimento na definição do tamanho dos domicílios.

6.3.2.1 Domicílios com uma pessoa

Em 2000, dentre os domicílios constituídos por uma única pessoa, as situações conjugais correspondiam a solteira (51%), separada (30,5%) ou viúva (18,5%), que passaram a corresponder a 46,6%, 35,6% e 17,8%, respectivamente, em 2050.

Dentre os domicílios constituídos por uma única pessoa solteira, mais do que a metade deles (28,1%) correspondia ao sexo feminino e 22,9%, ao sexo masculino. Enquanto a proporção feminina diminui ao longo do período de projeção, a proporção masculina aumenta de forma que, em 2050, essas proporções correspondem a 17% e 29,6%, respectivamente. A redução da porcentagem feminina deve-se ao fato de que a proporção de mulheres solteiras que vivem sozinhas é menor do que a das que não vivem nessa condição e bem menor que a dos homens, principalmente entre 40 e 70 anos, como pode ser observado para o ano 2000, no GRAF. 25, conjugado ao processo de envelhecimento.

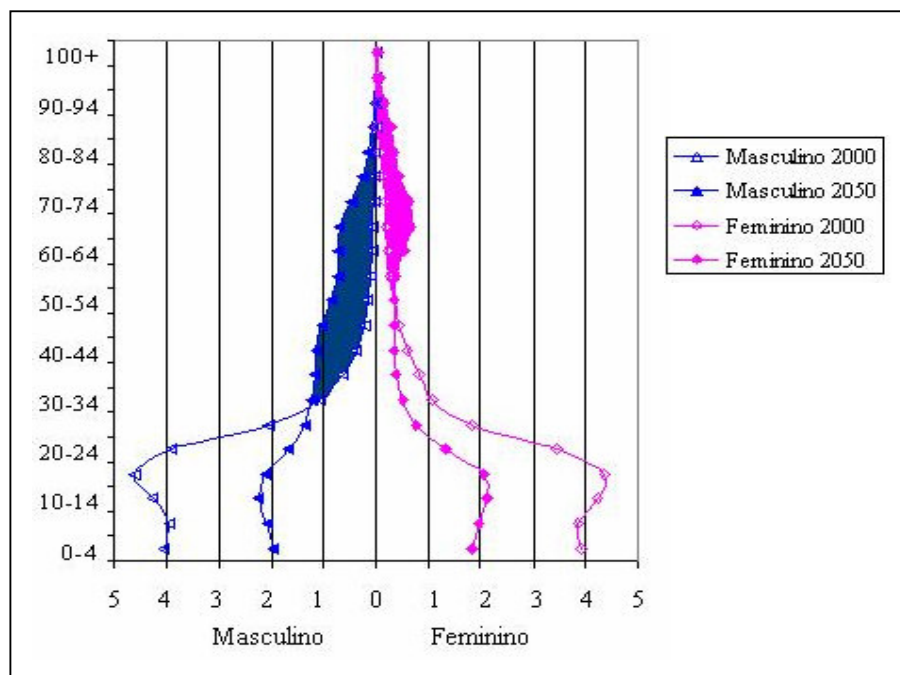
Gráfico 25: Porcentagem pessoas com situação conjugal solteira, por grupo etário, que viviam sozinhas, Belo Horizonte, 2000



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Considerando que, em 2050, há uma maior proporção de pessoas em idades avançadas, e que as mulheres deixam a situação de solteira nas idades mais jovens, a proporção de mulheres solteiras que vivem sozinhas é menor que em 2000. Para os homens solteiros, dois fatores contribuem para que não se observe uma redução na proporção daqueles que vivem sozinhos em 2050. O primeiro fator refere-se à maior porcentagem de homens solteiros em idades avançadas que viviam sozinhos em 2000. O segundo fator refere-se à postergação do casamento por parte dos homens, que faz com que a proporção de homem solteiro, em 2050, seja maior do que a proporção em 2000, a partir da idade de 30 anos; ao passo que, para as mulheres, observa-se esse aumento somente a partir da idade de 50 anos (ver GRAF. 26).

Gráfico 26: Pirâmide da situação conjugal solteira, Belo Horizonte, 2000 e 2050



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Em 2000, como a base da pirâmide era maior, grande parte dos solteiros e das solteiras pertenciam aos grupos etários de 20 a 39 anos; ao passo que, em 2050, há um deslocamento dessas idades em direção ao grupo etário de 70 a 74 anos¹⁹. Esse

¹⁹ Em 2000, 69,8% dos solteiros e 45,1% das solteiras, que residiam sós, pertenciam ao grupo etário de 20 a 39 anos. Em 2050, essas solteiras distribuem-se entre as idades de 30 a 74 anos (70%); enquanto que os solteiros concentram-se, principalmente, entre as idades de 30 a 49 anos (56,9%).

deslocamento foi mais intenso para as mulheres, pois as taxas femininas de transição de solteira para casada de 15 a 29 anos são maiores que as masculinas, mas reduzem mais rapidamente de forma que, essas taxas são praticamente nulas a partir da idade de 58 anos, para as mulheres, e 85 anos, para homens.

Em relação às pessoas que residem sozinhas e apresentam situação conjugal separada, entre 2000 e 2050, houve um aumento na proporção feminina (de 12,8% para 19,2%) e uma diminuição na proporção masculina (de 17,7% para 16,4%). As mulheres tendem a permanecer nessa situação conjugal; enquanto que os homens não, por apresentarem maiores taxas de transição da situação conjugal de separado para casado. Assim, para as mulheres, é como se a proporção aumentasse com o aumento da idade, dado a acumulação das novas separações, funcionando quase como uma variável de estoque. Devido ao envelhecimento da população, haverá mais mulheres em idades avançadas, aumentando, assim, a proporção de mulheres separadas²⁰.

A proporção de viúvos que residem sozinhos aumentou de 2,1% para 3,2%; ao passo que, a proporção de viúvas que residem sozinhas reduziu de 16,4% para 14,6%. Tanto para os viúvos, quanto para as viúvas, observa-se, entre 2000 e 2050, um aumento do número de pessoas viúvas em direção aos grupos etários de 80 a 84 anos, que antes se concentrava entre 60 e 74 anos. Devido à sobremortalidade masculina, era esperado que, entre 2000 e 2050, houvesse um aumento da proporção de viúvas que residem sozinhas; entretanto, elas parecem residir com os filhos, pois a proporção de viúvas reduziu. Essa constatação traz à mente à afirmação de Oliveira & Berquó (1990, p. 46) de que há mais mulheres residindo com uma família aparentada do que homens. Segundo as autoras, isso se deve, provavelmente, ao desequilíbrio na razão de sexo, o que faz com que mais mulheres solteiras, viúvas ou descasadas busquem essa co-residência.

6.3.2.2 Domicílios com duas pessoas

Realmente, entre 2000 e 2050, houve um aumento na proporção de domicílios constituídos por duas pessoas, cuja pessoa de referência é do sexo feminino e viúva, que aumentou de

²⁰ Em 2000, 55,2% das mulheres separadas, que viviam sós, pertenciam aos grupos etários de 40 a 64 anos; ao passo que, em 2050, as maiores porcentagens referem-se aos grupos etários de 50 a 59 anos (20,5%) e 65 a 74 anos (23,3%). Para os homens separados, que viviam sós, não houve grande mudança, as maiores porcentagens referem-se aos grupos de 30 a 54 anos (67,5%), em 2000, e de 35 a 49 anos (37%), em 2050.

5,4% para 15,4%. Houve também um aumento da proporção de pessoas de referência do sexo feminino e situação conjugal separada de 15,5% para 19,1%, entre 2000 e 2050. Quanto à proporção de casais sem filhos, que correspondia a 54,5% em 2000, reduziu para 42,9%, em 2050. Essa redução pode ser atribuída a duas possibilidades: 1) envelhecimento em associação com a taxa de fecundidade, 2) envelhecimento em associação com a taxa de transição da situação conjugal. Na primeira possibilidade, o processo de envelhecimento da população faz com que uma maior proporção de casais esteja próximo do final do período reprodutivo, aumentando a possibilidade de que já tenham tido filho(a), reduzindo, assim, a proporção de casais sem filhos. Na segunda possibilidade, o envelhecimento torna mais provável a dissolução do casamento, fazendo com que o estoque de pessoas separadas aumente, principalmente, para o sexo feminino, cujas taxas de transição da situação conjugal de separada para casada são maiores que as taxas masculinas. Essa observação é válida também para dissoluções de casamento devido ao óbito de um dos cônjuges, lembrando que as taxas de transição da situação conjugal de viúva para casada são, praticamente, nulas a partir da idade de 55 anos, para as mulheres.

Para cada casal, a idade de referência é a idade do cônjuge do sexo feminino, o que permitiu avaliar que, enquanto em 2000, 43% dessas mulheres apresentavam idade entre 20 e 34 anos; em 2050, eles distribuem-se entre os grupos etários de 30 a 74 anos, cuja porcentagem é superior a 8% em cada grupo, com exceção do grupo de 60 a 64 anos.

Toda a redução observada na proporção de casais sem filhos (-11,7%) foi, em parte, compensada pelo aumento na proporção de mulheres que residem com o filho(a) e cuja situação conjugal é viúva (+10%) ou separada (+3,6%)²¹. Como o modelo de projeção pressupõe que todos os filhos(as) permanecem com a mãe, após a separação, e que a pessoa de referência é, preferencialmente, do sexo feminino, a proporção de pai solteiro, separado ou viúvo que reside com o filho(a) é bastante pequena, variando de 2,9% a 5,4%, entre 2000 e 2050. Esse aumento deve-se à proporção de pais viúvos que variou de 0,6% a 3,5%, pois a proporção de pais separados manteve-se em 1,9% e a proporção de pais solteiros reduziu de 0,4% para zero.

²¹ Entre 2000 e 2050, a proporção de mulheres solteiras que residem o filho(a) reduziu de 4,8% para 2%, ou seja uma variação de -2,8%. Em 2000, grande parte das viúvas (53,5%) e das separadas (75,9%), que residem com o filho, pertencem aos grupos etários de 45 a 59 anos e 30 a 54 anos, respectivamente; ao passo que, em 2050, elas concentram-se nos grupos etários de 65 a 84 anos (77,5%) e 60 a 84 anos (63,4%), respectivamente.

6.3.2.3 Domicílios com três pessoas

Entre 2000 e 2050, a proporção de domicílios constituídos por três pessoas apresentou pequena variação. Em 2000, o domicílio constituído por três pessoas correspondia, principalmente, a três tipos de domicílios, que eram compostos por: um casal e respectivo filho, uma mãe e dois filhos, uma mãe e respectivo filho e uma pessoa pertencente à terceira geração.

A proporção de domicílios compostos por um casal e respectivo filho, ou seja, por duas gerações, aumentou de 50,6% para 57,1%, entre 2000 e 2050. Ao avaliar a idade do cônjuge feminino, foi possível perceber que, em 2000, grande parte (66,4%) pertencia aos grupos etários de 20 a 39 anos; ao passo que, em 2050, há um deslocamento em direção aos grupos etários de 65 a 69 anos²². O aumento (6,5%) de casais que residem com um filho deve-se, em parte, a esse deslocamento, que faz com que as mulheres já tenham completado o período reprodutivo há algum tempo, suficientemente longo, para que os filhos, pertencentes a domicílios maiores que três, deixem a casa dos pais, contribuindo, assim para a formação de domicílios de tamanho três.

A proporção de domicílios compostos por uma mãe e dois filhos aumentou de 17,8% para 18,6% (um aumento de 0,8%), entre 2000 e 2050, sendo que mais de 60% dessas mulheres apresentavam situação conjugal separada, tanto em 2000, quanto em 2050. Embora a proporção de mãe separada, que reside com dois filhos, tenha diminuído entre 2000 e 2050, de 12,3% para 11,8%, esse pequeno aumento deve-se à elevação da proporção de mãe viúva que reside com o filho (3,9% para 6%), que foi acompanhado pela diminuição da proporção de mãe solteira (1,6% para 0,8%). Ao somar as diferenças entre 2000 e 2050 para a situação conjugal separada (-0,5%), viúva (+2,1%) e solteira (-0,8%), obtém-se o aumento geral de 0,8%. Esses resultados parecem refletir o processo de envelhecimento conjugado às taxas de transição conjugal e à sobremortalidade masculina, já que as mulheres, após a viuvez, dificilmente recasam-se, aumentando, assim, o estoque de viúvas nas idades mais avançadas.

²² Em 2000, 66,4% pertencia ao grupo etário de 20 a 39 anos; enquanto que, em 2050, eles distribuem-se entre os grupos etários de 30 a 74 anos, sendo que cada grupo apresenta porcentagem superior a 8%, com exceção do grupo etário de 55 a 59 anos.

Já os domicílios de tamanho três, compostos por uma mãe e respectivo filho e parente, pertencente a terceira geração, diminuiu de 16,5% para 4,9%, entre 2000 e 2050.

6.3.2.4 Domicílios com quatro pessoas

Dentre os domicílios constituídos por quatro pessoas, grande parte deles era, inicialmente, composta por: um casal residindo com dois filhos, um casal residindo com um filho e um parente pertencente à terceira geração, por uma mãe solteira residindo com filho(s) e parente(s) pertencentes à terceira geração. Nessa última composição, é possível que a mãe resida com dois filhos e um parente pertencente à terceira geração ou que ela resida com um filho e dois parentes pertencentes à terceira geração. Entretanto, os resultados disponibilizados pelo programa ProFamy não permitem fazer essa distinção.

Entre 2000 e 2050, a proporção de domicílios compostos por um casal, que reside com dois filhos, reduziu de 68,1% para 55%. Medeiros & Osório (2002) destacam que uma menor proporção de pessoas na posição “filho” resulta não apenas de reduções nas taxas de fecundidade, mas, também, de outras mudanças nos padrões de formação de arranjo domiciliar (culturais, por exemplo) e do ciclo de vida, que fazem com que os filhos passem a constituir novos arranjos. Nesse estudo, essas duas últimas mudanças não são passíveis de análise, dado que, não foram consideradas devido à dificuldade de estabelecer hipóteses plausíveis referentes aos padrões futuros. Ao analisar a idade do cônjuge do sexo feminino, observou-se que, em 2000, a grande maioria (80,8%) pertencia aos grupos etários de 25 a 49 anos; ao passo que, em 2050, a maioria (66,6%) pertencia aos grupos etários de 30 a 54 anos. Observou-se também uma pequena tendência de deslocamento para os grupos etários mais avançados, representando, assim, um reflexo do envelhecimento da população, que contribuirá para que uma maior proporção de filhos sejam adultos e, assim, deixem a casa dos pais, favorecendo os domicílios de tamanho três, em detrimento dos domicílios de tamanho quatro.

No período de projeção, houve um aumento da proporção de domicílio composto por um casal, que reside com um filho e parente pertencente à terceira geração, de 4% para 15,4%. Para o domicílio composto pela mãe solteira, que reside com o respectivo(s) filho(s) e parente(s) de terceira geração, a proporção reduziu de 10,2% para 3%, entre 2000 e 2050, e

observou-se uma proporção maior dessas mães no grupo etário de 60 a 69 anos do que o observado para a mãe casada²³.

O programa ProFamy fornece a distribuição desses domicílios em função da idade da pessoa que pertence à geração intermediária e as mulheres são tomadas preferencialmente como referência. Essa mãe, ao envelhecer torna menos provável a co-residência com pai/mãe ou sogro/sogra, que estariam em uma idade muito avançada, favorecendo, assim, a ocorrência de óbito. Portanto, entre 2000 e 2050, a redução verificada na proporção de domicílios de três gerações pode ser explicada pelo envelhecimento da população, que concentra grande parte da população em grupos etários mais avançados e, conseqüentemente, das pessoas de referência do domicílio. Essa explicação parece coerente, uma vez que, para a mãe solteira que reside com respectivo filho(s) e parente(s) de terceira geração, há uma maior proporção delas em idades avançadas maior do que de casadas, que residem com um filho e parente de terceira geração, em 2050.

6.3.2.5 Domicílios com cinco ou mais pessoas

Os domicílios constituídos por cinco ou mais pessoas apresentaram um comportamento semelhante aos dos domicílios constituídos por quatro pessoas. Grande parte deles eram compostos por: um casal residindo com três ou mais filhos, um casal residindo com respectivos filho(s) e parente(s) de terceira geração, por uma mãe solteira residindo com respectivos filho(s) e parente(s) de terceira geração. Dentre os domicílios de cinco ou mais pessoas, a proporção de domicílios compostos por um casal, que reside com três ou mais filhos, reduziu de 66,8% para 62,3%, entre 2000 e 2050. Ao analisar a idade do cônjuge feminino, observou-se que os grupos etários de 30 a 54 anos incluíam grande parte desses cônjuges tanto em 2000 (86,3%), quanto em 2050 (76,9%).

Os domicílios compostos por um casal, que reside com respectivo(s) filho(s) e parente(s) de terceira geração, quase dobraram entre 2000 e 2050, passando de 7,5% para 13,3%; ao passo que, a proporção de domicílios compostos por uma mãe solteira e respectivos

²³ Ao analisar a idade da mãe casada, observou-se que, em 2000, 60,2% delas pertenciam aos grupos etários de 20 a 39 anos; enquanto que, em 2050, destacam-se os grupos etários de 20 a 24 anos (16,1%), 60 a 64 anos (47,1%) e 65 a 69 anos (18,3%). Para as mães solteiras, 56,1% delas pertenciam ao grupo etário de 20 a 39 anos em 2000; enquanto que, em 2050, 79,4% dessas mães pertencem ao grupo etário de 60 a 69 anos.

filho(s) e parente(s) de terceira geração reduziu de 10,3% para 1,6%, pois há uma maior proporção dessas mães que pertencem ao grupo etário de 60 a 69 anos²⁴, para as quais, a ocorrência desse tipo de domicílio não é predominante.

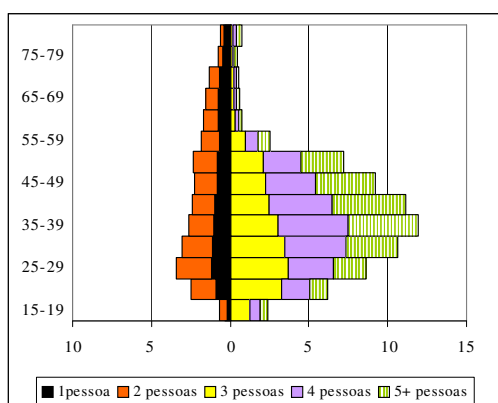
6.3.3 Evolução do tamanho dos domicílios

De maneira geral, pode-se dizer que os domicílios menores tendem a ter pessoas de referência pertencentes aos grupos etários mais avançados. Em 2050, para os domicílios unipessoais, a distribuição desses domicílios, apresenta uma distribuição etária diferente em função do sexo da pessoa de referência. Para o sexo feminino, a distribuição etária é maior para o grupo etário de 70 a 74 anos; ao passo que, para o sexo masculino, ela é maior para o grupo etário de 35 a 39 anos. Já para os domicílios de tamanho dois, a distribuição apresenta-se deslocada em direção aos grupos etários mais avançados, apresentando um pico para o grupo etário de 70 a 74 anos (13%), embora haja participação também dos grupos etários de 30 a 64 anos, sendo que cada grupo etário quinquenal apresenta porcentagem que varia de 6% a 8%. Para os domicílios de tamanho três, a distribuição etária da pessoa de referência apresenta-se deslocada em direção ao grupo de 65 a 69 anos. Para os domicílios de tamanho quatro, a idade da pessoa de referência concentra-se entre os grupos etários de 40 a 69 anos; ao passo que, para os domicílios de tamanho cinco ou mais, a distribuição etária da pessoa de referência apresenta-se deslocada em direção ao grupo etário de 40 a 44 anos.

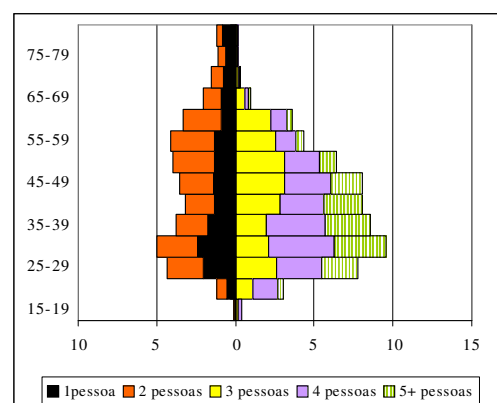
O GRAF. 27 apresenta a distribuição percentual dos domicílios em função do tamanho e da idade da pessoa de referência, para os decênios entre 2000 a 2050. Essa distribuição assemelha-se a pirâmide populacional, mas ao invés da divisão da população por sexo, há a divisão dos domicílios em função do tamanho. Do lado esquerdo situam-se as distribuições percentuais dos domicílios com até duas pessoas; enquanto que, do lado direito, situam-se as distribuições dos domicílios com três ou mais pessoas.

²⁴ Para o cônjuge feminino, em 2000, grande parte (72,5%) pertencia ao grupo etário de 20 a 49 anos; enquanto que, em 2050, distribuem-se entre os grupos etários de 20 a 29 anos (27,2%) e 60 a 69 anos (64,3%). Em 2000, quando a proporção de pessoas jovens era maior, grande parte das mães solteiras (46,4%) pertencia ao grupo etário de 20 a 39 anos; ao passo que em 2050, elas concentram-se no grupo etário de 60 a 69 anos (72,1%).

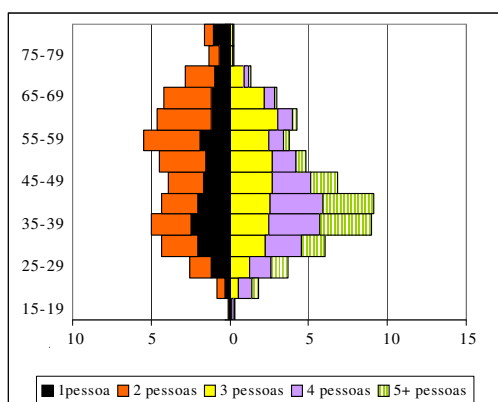
Gráfico 27: Distribuição percentual dos domicílios, em função do tamanho e do grupo etário da pessoa de referência, Belo Horizonte, 2000 a 2050



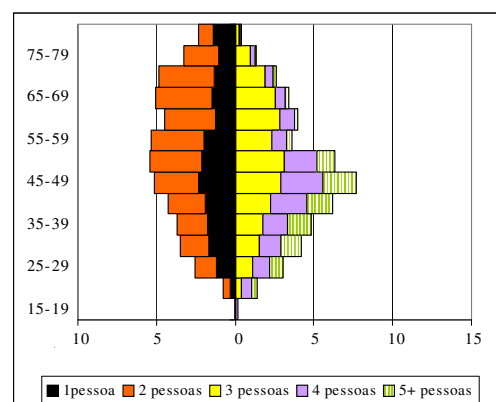
a) 2000



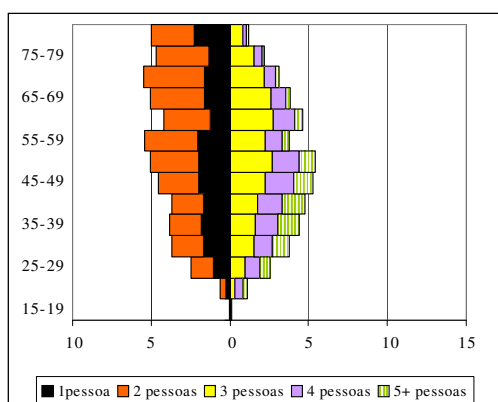
b) 2010



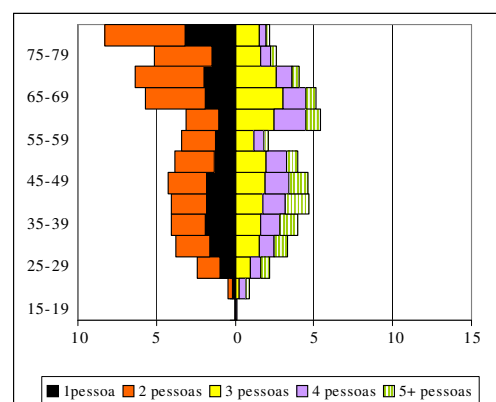
c) 2020



d) 2030



e) 2040



f) 2050

Nota: O último grupo etário engloba as idades maiores ou iguais a 80 anos, “5+” significa cinco ou mais pessoas.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Em 2000, as proporções de domicílios com até duas pessoas não chegava a 5% em cada grupo etário; ao passo que a proporção de domicílios com três ou mais pessoas era superior a 10%, para os grupos etários de 30 a 44 anos. Ao longo do período de projeção, observa-se uma diminuição gradativa das proporções de domicílios de tamanho quatro e de tamanho cinco ou mais; sendo que, ao mesmo tempo, há um aumento das proporções de domicílios de tamanho um e dois, principalmente, para os grupos etários mais avançados.

Com exceção do ano 2000, os demais anos da projeção apresentam pequenas proporções de domicílios, cuja pessoa de referência pertence ao grupo etário de 15 a 19 anos, pois se assumiu que as transições de situação conjugal e parturição iniciam a partir de 15 anos, além de que, a taxa feminina de sair da casa dos pais é maior do que zero somente após a idade de 15 anos. Assim, dentre as pessoas pertencentes ao grupo etário anterior de 10 a 14 anos, há poucas oportunidades para que se tornem pessoas de referência no domicílio ao passar para o grupo etário de 15 a 19 anos. A cada decênio, a base da pirâmide populacional torna-se menor o que contribui para que haja, cada vez menos, pessoas de referência pertencentes ao grupo etário de 15 a 19 anos.

Observa-se no GRAF.27, que a proporção de domicílio, cuja pessoa de referência pertence ao grupo etário de 25 a 29 anos, é superior à proporção de domicílio cuja pessoa de referência pertence ao grupo etário de 15 a 19 anos no decênio anterior. Deve-se ressaltar que cada pessoa de referência do grupo etário de 15 a 19 anos, em cada decênio, pertencerá ao grupo etário de 25 a 29 anos na década seguinte, podendo permanecer como pessoa de referência ou não desse domicílio.

A idade média ao ter filhos e de sair de casa estão no grupo etário de 25 a 29 anos e também a idade média masculina ao primeiro casamento (26,9 anos), estando a idade média feminina ao primeiro casamento (24,2 anos) bem próxima a esse grupo. Como essas variáveis são as que levam a formação de novos domicílios, para se entender o processo, exemplificar-se-á como as coortes de pessoas de referência que, em 2000, pertenciam aos grupos etários de 15 a 19 anos e 20 a 24 anos vão, ao longo do tempo, se tornando pessoas de referência e experimentando mudanças em suas famílias, de forma que, em 2030, ao estarem com as idades de 45 a 59 anos, haja uma concentração de domicílios maiores.

Após 2030, essas coortes de 15 a 19 anos e de 20 a 24 anos parecem estar associadas à formação dos domicílios de tamanho um ou dois, já que, por volta de 2040, haverá maior

proporção de pessoas de referência pertencentes ao grupo etário de 55 a 59 anos e 60 a 64 anos, que, provavelmente, são casadas (ver GRAF. 22) e cujo filho(a) atinge idade propícia a deixar a casa dos pais. Quando há apenas um filho por casal, esse filho, ao casar, pode deixar a casa dos pais, contribuindo duplamente para a formação de domicílio de tamanho dois, pois forma um novo domicílio de tamanho dois e faz com que o domicílio de duas gerações (casal e filho), pertencentes aos pais, torne-se um domicílio de uma única geração (casal sem filho), que correspondem ao termo “ninho vazio” citado por Kobrin (1976, p. 130), quando os pais pertencem aos grupos etários mais avançados.

O decênio de 2030 é útil nessa análise, porque a coorte de pessoas pertencentes ao grupo etário de 15 a 19 anos em 2000 pertencerá ao grupo etário de 50 a 54 anos em 2035. Sob a suposição que grande parte delas torna-se pessoa de referência do domicílio até o ano de 2035, por deixar a casa dos pais ou ao casar e deixar a casa dos pais, é esperado um maior crescimento da proporção de domicílios de tamanho um e dois, respectivamente, e de tamanho três devido ao nascimento do primeiro filho. Em 2000, como a base da pirâmide abaixo de 15 anos é menor, o aumento da proporção de domicílios de tamanho um, dois ou três será menos intenso após 2035, conforme observado no GRAF. 24.

A distribuição dos domicílios em função do tamanho será utilizada no próximo capítulo para estimar a frota de automóveis de Belo Horizonte, ao se considerar apenas as mudanças demográficas da população, ou seja, sem considerar a influência de outras variáveis, dentre elas, as variáveis econômicas.

6.4 Síntese dos resultados obtidos

Entre 2000 e 2005, a taxa relativa de crescimento da população é negativa, devido, em parte, à emigração. Após 2020, essa taxa relativa volta a decrescer, à medida que as maiores coortes de 2000 (grupos etários de 15 a 19 anos e de 20 a 24 anos) aproximam-se do final do período reprodutivo. Devido ao processo de envelhecimento da população de Belo Horizonte, via redução das taxas de mortalidade e taxa de fecundidade total, que se encontra abaixo do nível de reposição, observou-se um estreitamento das bases das pirâmides etárias ao longo do período de projeção, aumentando a proporção de pessoas de 65 anos ou mais em todas as situações conjugais.

Em 2000, a proporção de mulheres solteiras que viviam sozinhas era menor que a dos homens, contribuindo, assim, para que, em 2050, houvesse uma redução da proporção de mulheres solteiras que vivem sozinhas; ao passo que, a proporção masculina aumentou, havendo também uma contribuição por parte dos homens que tendem a postergar o casamento. Esse fato, aliado a uma menor taxa feminina de recasamento, fez com que, ao longo do período de projeção, ocorresse um aumento da proporção de domicílios de tamanho um, que são constituídos por homem solteiro ou mulher separada.

Conforme apontado por Ruggles (1994, p. 108), a queda da mortalidade contribui para o aumento da proporção de casais idosos, cujos filhos já deixaram a casa dos pais. Observou-se, assim, um aumento mais intenso dos domicílios constituídos por duas pessoas, uma vez que, além da queda de mortalidade, há também a influência das taxas femininas de recasamento que são menores do que as taxas masculinas, fazendo com que as mães separadas ou viúvas continuem residindo apenas com o filho(a).

A manutenção da taxa de fecundidade total contribuiu para que a proporção de domicílios constituídos por três pessoas mantivesse, praticamente, constante ao longo do período de projeção; enquanto que a proporção de domicílios maiores reduziu, pois essa taxa foi mantida abaixo do nível de reposição.

O modelo multi-estado permitiu não somente a projeção do número de domicílio, mas, também, o tamanho e composição futura desses domicílios, o que é útil para a segmentação de mercados e direcionamento de empreendimentos imobiliários e outros relacionados com as demandas do ciclo de vida, conforme ressaltado por Givisiez, Rios-Neto & Sawyer (2006). No próximo capítulo, será apresentada uma aplicação das projeções de domicílios para a posse de automóveis em Belo Horizonte, cujo foco estender-se-á da área de demografia de negócios para a área ambiental.

7 APLICAÇÃO DO MODELO MULTI-ESTADO PARA A PROJEÇÃO DA FROTA DE AUTOMÓVEIS

Para avaliar como as mudanças na composição dos domicílios afetam a demanda por automóveis, utilizou-se os resultados obtidos para a projeção de domicílios, através do modelo multi-estado, apresentados no capítulo anterior.

Com o objetivo de projetar a frota de automóveis de Belo Horizonte, foi calculada, primeiramente, a frequência de domicílios, por idade da pessoa de referência e tamanho do domicílio, que possuíam automóveis, em 2000. Desde 2000, tem-se observado recortes sucessivos de venda de automóveis, que acabam por virar manchete (Cherem, 2006). Nesse contexto, poder-se-ia pensar em frequência crescente de posse de automóvel, entretanto, optou-se por mantê-la constante para avaliar a intensidade do aumento da frota de automóveis, que pode ser atribuída apenas à mudança na composição domiciliar. Essa opção apresenta a limitação de não incorporar informações econômicas, comportamentais e sobre transporte, que estão relacionadas à demanda por automóveis e que poderiam ser utilizadas para atualizar as frequências de posse dos mesmos.

De posse da frequência de automóvel por domicílio, a frota de automóveis de Belo Horizonte foi projetada, tendo como base, as projeções dos domicílios de Belo Horizonte, no período de 2000 a 2050, apresentadas no capítulo anterior. Foram realizadas quatro projeções para verificar a influência das variáveis: total de domicílios, idade da pessoa de referência, tamanho do domicílio, idade da pessoa e tamanho do domicílio, conjuntamente.

Essas projeções da frota de automóveis foram comparadas com as informações sobre a frota de Belo Horizonte, que foram disponibilizadas pelo Departamento de Trânsito de Minas Gerais (DETRAN/MG), para o período de 2000 a 2007. Especificamente, para os anos de 2000 e 2007, as informações sobre a frota de automóveis permitiram avaliar o potencial de emissão de poluente atmosférico dessa frota e, conseqüentemente, o impacto ambiental do crescimento dessa frota, nesse período.

7.1 Total de automóveis de Belo Horizonte em 2000

O Departamento Nacional de Trânsito define automóvel (DENATRAN) como veículo automotor destinado ao transporte de passageiros, com capacidade para até oito pessoas, excluindo o condutor. Essa definição exclui as caminhonetes, que se destinam ao transporte de carga; as camionetas, que se destinam ao transporte simultâneo ou alternado de pessoas e carga, no mesmo compartimento; e os utilitários, que são veículos mistos e caracterizados pela versatilidade do seu uso, inclusive fora da estrada. Essa definição de automóvel assemelha-se bastante à definição apresentada no Censo Demográfico de 2000, para automóvel de uso particular²⁵, mas inclui os veículos utilitários como sendo automóvel de uso particular. Como a definição de veículo utilitário do DENATRAN permite que o mesmo seja utilizado apenas para transporte de carga, esse tipo de veículo não foi contabilizado nesse trabalho, mas, provavelmente, essa exclusão não influenciará os resultados, pois o número de veículos utilitários correspondem a menos de 0,5% do número de automóveis na base de dados do DETRAN/MG, para Belo Horizonte.

Em relação ao ano base de 2000, o total de automóveis do município de Belo Horizonte foi calculado através da informação do Censo Demográfico de 2000, referente ao número de automóvel, que varia de zero a nove ou mais automóveis por domicílio. Uma vez que as frequências de domicílios que possuem três ou mais automóveis são pequenas, o número de automóveis foi truncado em três ou mais. Na data de referência do Censo Demográfico de 2000 (1º. de setembro), o total aproximado de automóveis de Belo Horizonte correspondia a 371.452 automóveis, que é bem inferior ao total de 508.731 automóveis registrados pelo DETRAN/MG²⁶, até 31 de dezembro de 2000.

Essa diferença entre as datas de referência do Censo e do DETRAN/MG, por si só, não justifica a diferença observada entre os totais de automóveis de Belo Horizonte, indicando assim a ocorrência de subenumeração no Censo. Com base no total de automóveis registrados pelo DETRAN/MG, o total de automóveis do Censo foi corrigido, supondo que

²⁵ Considera-se como tendo automóvel para uso particular o domicílio em que um de seus moradores possua um automóvel de passeio ou veículo utilitário para passeio ou locomoção dos membros do domicílio para o trabalho, assim como o veículo utilizado para desempenho profissional de ocupações como: motorista de táxi, vendedor que tem necessidade de transportar amostras de sua mercadoria para atender ou solicitar pedidos etc., desde que seja utilizado, também, para passeio ou locomoção dos membros da família (IBGE, 2000).

²⁶ MINAS GERAIS. Departamento de Trânsito. Evolução histórica da frota circulante de veículos, por categoria, em Belo Horizonte: 1999/2008. Dados recebidos por mensagem eletrônica, em 06 maio 2008.

a subenumeração é a mesma para os domicílios que possuem um, dois, três ou mais automóveis. A limitação dessa suposição é que a frequência de domicílios que não possuíam automóveis (55,9%) permaneceu inalterada. Infelizmente, os dados disponibilizados pelo DETRAN/MG não incluem informações sobre o proprietário do automóvel, que permitam propor outra distribuição do total de automóveis registrados.

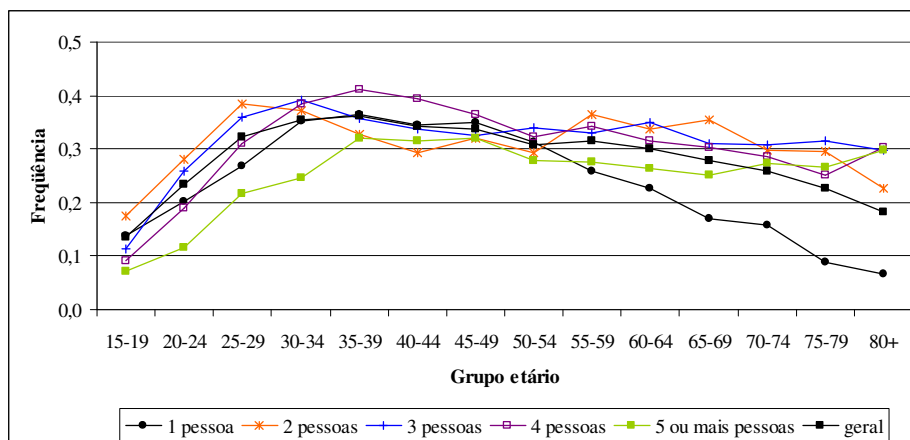
7.2 Frequência de automóveis em função da estrutura do domicílio

A situação conjugal de cada pessoa, obtida no Censo Demográfico de 2000, foi utilizada para identificação da pessoa de referência no domicílio. Se a mulher apresentava situação conjugal casada e era cônjuge do responsável pelo domicílio, ela foi considerada pessoa de referência do domicílio; se o homem não se encontrava casado e era o responsável pelo domicílio, ele foi considerado a pessoa de referência.

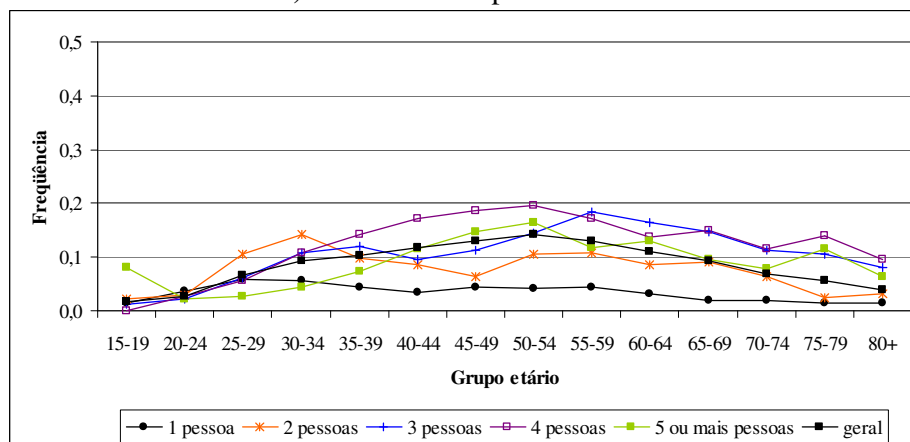
Com base nos dados do Censo Demográfico de 2000, para o município de Belo Horizonte, pode-se dizer que as porcentagens de domicílios que possuíam um automóvel, dois automóveis, três ou mais automóveis correspondiam a 31,6%, 9,9% e 2,6%, respectivamente. As TAB's. A 36, A 37 e A 38, em anexo, apresentam as frequências de domicílios que possuem: um automóvel, dois automóveis, três ou mais automóveis, respectivamente, em função da idade e sexo da pessoa de referência e do tamanho do domicílio.

Como o modelo de projeção multi-estado, assume, preferencialmente, o sexo feminino para determinar a pessoa de referência do domicílio, não faz muito sentido avaliar a importância dessa variável na projeção da frota de automóveis. Portanto, essas frequências foram novamente calculadas, sem considerar a variável "sexo", e estão apresentadas nas TAB's. A 39, A 40 e A 41, para a posse de um, dois e três ou mais automóveis, respectivamente. Ao agregar todos os tamanhos de domicílio, as frequências são, praticamente, idênticas às que foram obtidas, ao se considerar o chefe do domicílio (ver TAB. A 35, em anexo), cujas pequenas diferenças podem também ser resultantes do processo de arredondamento. Essas frequências de domicílios, por idade da pessoa de referência e tamanho do domicílio, que possuem um, dois três ou mais automóveis, foram calculadas dentro de cada grupo etário, para cada tamanho de domicílio (ver GRAF. 28).

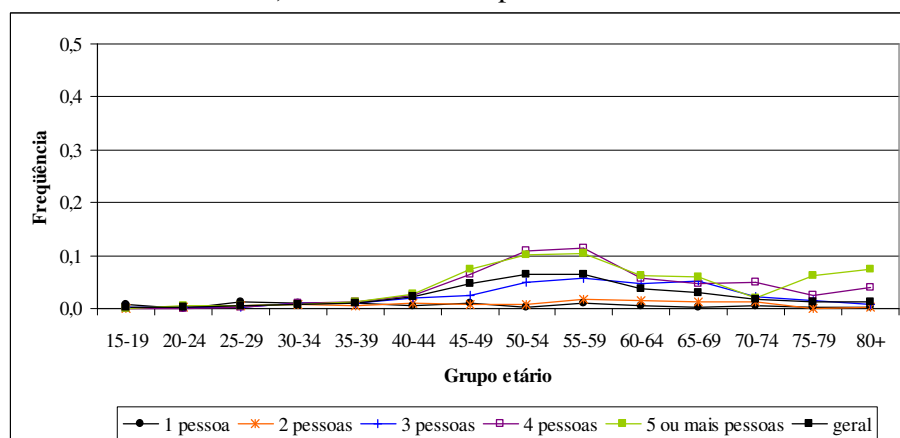
Gráfico 28: Frequência de domicílios que possuem automóvel, por grupo etário da pessoa de referência e tamanho do domicílio, Belo Horizonte, 1º. de setembro de 2000



a) um automóvel por domicílio



b) dois automóveis por domicílio



c) três ou mais automóveis por domicílio

Nota: as frequências, para cada tamanho, foram calculadas dentro de cada grupo etário.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Conforme pode ser visualizado, no GRAF. 28, as frequências de domicílios constituídos por uma única pessoa, que pertence ao grupo etário de 25 a 29 anos, e que possuem um automóvel, dois automóveis, três ou mais automóveis correspondem a 27%; 6% e 1%, respectivamente. Isso significa que, dentre os domicílios constituídos por uma única pessoa pertencente ao grupo etário de 25 a 29 anos, 34% deles possuíam um ou mais automóveis, em 2000.

Para os domicílios que possuem um único automóvel, a frequência geral aumenta até o grupo etário de 35 a 39 anos, de maneira semelhante à frequência calculada para os domicílios de tamanho um, quatro e cinco ou mais. Para os domicílios de tamanho dois e três, os maiores valores ocorrem um pouco antes, para o grupo etário de 25 a 29 anos e 30 a 34 anos, respectivamente. O padrão geral de posse de um único automóvel assemelha-se muito ao padrão de posse apresentado pelo domicílio de tamanho um, principalmente até grupo etário de 50 a 54 anos, mas assemelha-se também ao padrão apresentado pelo domicílio de tamanho quatro.

Ao analisar as frequências de domicílios que possuem dois automóveis, a frequência geral aumenta até o grupo etário de 50 a 54 anos, de maneira semelhante à frequência calculada para os domicílios com quatro ou mais pessoas. Dentre os domicílios de tamanho três, a frequência aumenta até o grupo etário de 55 a 59 anos; ao passo que, para o domicílio de tamanho dois, o maior valor ocorre para o grupo etário de 30 a 34 anos. Naturalmente, para o domicílio de tamanho um, a frequência de domicílio que possui dois automóveis é muito pequena.

A frequência geral de domicílios que possuem três ou mais automóveis é bem pequena em todos os grupos etários, assumindo o maior valor para o grupo etário de 50 a 54 anos.

Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2004, p. 180), ao considerar os padrões de uso do carro e posse do automóvel, em função da idade e tamanho do domicílio, acharam que o padrão etário de demanda de transporte agregado sobre todos os tamanhos de domicílio refletia, principalmente, os padrões etários observados para os domicílios de tamanho um e dois. Para Belo Horizonte, apenas a taxa geral de posse de um automóvel apresentou-se mais associada à taxa de posse de um automóvel por domicílios constituídos por uma única pessoa. Como em 2000, o tamanho médio dos domicílios de Belo Horizonte correspondia a

3,5 pessoas, aproximadamente, essas frequências de posse de automóvel podem também estar refletindo essa característica dos domicílios.

A associação entre a posse de automóvel e a idade da pessoa de referência identificada por Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2002), Pfeiffer & Strambi (2005), Fioravante (2008) reflete, em parte, o ciclo de vida, uma vez que o domicílio cuja idade da pessoa de referência situa-se nos grupos etários intermediários, ou seja, nem muito jovem, nem muito idoso, é aquele em que essa pessoa é mais provável de já ter tido filhos, os quais ainda moram com essa pessoa, contribuindo, assim, para a formação de domicílios de tamanhos maiores.

É esperado que a frequência de domicílios que possuem automóveis apresente alterações no período de 2000 a 2050, devido a vários fatores; por exemplo, investimento em transporte público, elevação ou redução de juros para financiamento, variação da renda, emprego, disponibilidade de crédito ou até mesmo mudanças comportamentais, resultantes da difusão do automóvel, que contribuirá para que se torne um bem comum para as gerações mais novas e para o sexo feminino. Entretanto, como não há uma previsão confiável de qual será esse cenário, de longo prazo, optou-se por manter constante a frequência de domicílios que possuem automóvel. Assim, nesse trabalho será observada a variação no total de automóveis da frota de Belo Horizonte, que pode ser esperada em virtude apenas de mudanças no número e composição dos domicílios projetados.

7.3 Projeção da frota de automóveis em função da estrutura do domicílio

O total projetado de automóveis, com base na idade da pessoa de referência e no tamanho do domicílio, foi obtido, para cada quinquênio, multiplicando a taxa observada em 2000 (número de automóveis por total de domicílios, em função da idade da pessoa de referência e do tamanho do domicílio) pelo total projetado de domicílios, em função da idade da pessoa de referência e do tamanho dos mesmos, para o respectivo quinquênio (k), conforme pode ser visualizado na equação seguinte:

$$Total \ de \ automóveis^k = \sum_{i=15}^{100} \sum_{j=1}^{5+} \left(\frac{Total \ de \ automóveis}{Total \ de \ domicílios} \right)_{ij}^{2000} * \left(\frac{Total \ de}{domicílios} \right)_{ij}^k, \quad (55)$$

onde o índice “i” representa a idade da pessoa de referência e o índice “j”, o tamanho do domicílio, fazendo com que o primeiro termo do somatório represente a taxa observada de posse de automóvel, em 2000, em função dessas variáveis. Caso o objetivo seja calcular o total de automóveis, com base apenas no total de domicílios, basta ignorar os índices “i” e “j”, bem como os respectivos somatórios, agregando o total de automóveis e domicílios, antes de efetuar o cálculo. As frequências de domicílios que possuem um automóvel, dois automóveis, três ou mais automóveis, respectivamente, considerando ambos os sexos (ver TABs. A 39, A 40 e A 41, em anexo, respectivamente), foram mantidas constantes para projetar a frota de automóveis de Belo Horizonte, em função: do total de domicílios, da idade da pessoa de referência, tamanho do domicílio, idade da pessoa e tamanho do domicílio, simultaneamente, cujos resultados encontram-se na TAB. 22.

Tabela 22: Total de automóveis projetados em função do total de domicílios, idade da pessoa de referência, tamanho do domicílio, idade da pessoa de referência versus tamanho do domicílio, Belo Horizonte, 2005 a 2050

Ano de projeção	Total de domicílios		Idade da pessoa de referência		Tamanho do domicílio		Idade da pessoa de referência versus tamanho do domicílio	
	Total	Razão ¹	Total	Razão ¹	Total	Razão ¹	Total	Razão ¹
2005	571.024	1,12	591.801	1,16	557.010	1,09	581.789	1,14
2010	602.272	1,05	636.288	1,08	578.909	1,04	612.642	1,05
2015	642.283	1,07	685.923	1,08	607.459	1,05	655.630	1,07
2020	676.842	1,05	723.100	1,05	631.240	1,04	691.319	1,05
2025	706.259	1,04	752.381	1,04	651.478	1,03	717.651	1,04
2030	732.043	1,04	775.068	1,03	668.293	1,03	736.052	1,03
2035	752.082	1,03	786.029	1,01	679.563	1,02	743.214	1,01
2040	744.748	0,99	760.466	0,97	672.350	0,99	724.399	0,97
2045	737.414	0,99	734.904	0,97	665.136	0,99	705.584	0,97
2050	730.080	0,99	709.341	0,97	657.923	0,99	686.769	0,97

1) Razão entre os totais de automóveis em relação ao quinquênio anterior. Para a razão de 2005, foi utilizado o total do ano 2000, que corresponde a 508.731 automóveis registrados pelo DETRAN/MG.

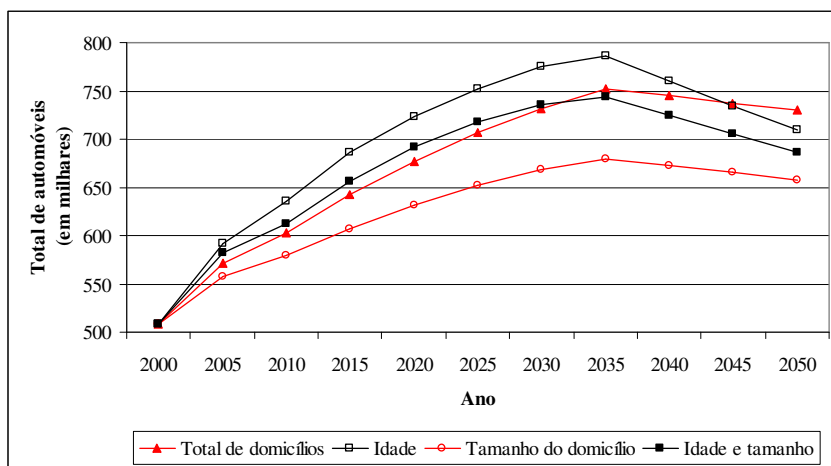
Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE. MINAS GERAIS. Departamento de Trânsito. Evolução histórica de frota circulante de veículos, por categoria, em Belo Horizonte: 1999/2008. Dados recebidos por mensagem eletrônica, em 06 maio 2008.

O total de automóveis projetado, com base no total de domicílios, apresenta-se crescente até 2035, acompanhando, assim, o crescimento do total projetado de domicílios, no período de 2000 a 2050.

Ao longo do período de projeção, o total projetado com base apenas na idade da pessoa de referência é sempre maior que os totais obtidos nas demais projeções. O total projetado de automóveis aumenta mais rapidamente se a projeção considera apenas a idade da pessoa de referência, porque não considera o fato de que as pessoas de referência podem estar residindo em domicílios menores, para os quais, as frequências de posse de automóveis tendem a ser menores.

O GRAF. 29 permite visualizar a evolução das diferentes projeções, ao longo do período de projeção.

Gráfico 29: Projeções de automóveis, em função do total de domicílios, da idade da pessoa de referência do domicílio, do tamanho do domicílio, da idade da pessoa de referência versus tamanho do domicílio, Belo Horizonte, 2000 a 2050



Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Ao considerar somente o tamanho do domicílio, as projeções seguem a tendência geral das projeções obtidas pela idade da pessoa de referência, porém em um nível mais baixo. A projeção baseada apenas na idade da pessoa de referência sobreestima o total de automóveis; enquanto que a projeção baseada apenas no tamanho do domicílio subestima, pois não considera que, dentre os domicílios menores, há pessoas de referência em idades intermediárias, para as quais, a frequência de posse de automóvel tende a ser maior. A

partir de 2035, as razões de crescimento do total projetado de automóveis, com base no tamanho do domicílio, são maiores do que ao projetar, com base na idade da pessoa de referência. Seguindo o raciocínio de Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2004) para o uso do automóvel na Áustria, isso pode acontecer quando o aumento da proporção de domicílios menores compensa o fato de que eles possuem menores taxas de posse de automóvel. De acordo com os autores, o aumento pode ser explicado pelo fato de que domicílios menores têm uma maior posse per capita de automóvel e, portanto, um deslocamento na composição da população, em direção a domicílios menores, leva a uma maior posse agregada de automóvel.

Diante do exposto, a projeção que inclui tanto a idade da pessoa de referência, quanto o tamanho do domicílio, considera o fato de que ao se deslocar em direção aos domicílios mais idosos, estar-se-á também se movendo em direção a um domicílio menor, que, por sua vez, tende a possuir menor posse de automóvel. Da mesma forma, ao deslocar em direção aos domicílios menores, estar-se-á movendo em direção a um domicílio, que pode ter uma pessoa de referência pertencente aos grupos etários mais avançados, ou não, conforme pode ser visto no GRAF. 27 do capítulo anterior.

De maneira geral, os resultados, aqui apresentados, assemelham-se aos obtidos por Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2004), ao analisar o uso do automóvel, na Áustria. Segundo os autores, as variáveis "idade" e "tamanho do domicílio" são importantes para a projeção do uso do automóvel na Áustria; ao passo que as informações referentes ao sexo do chefe do domicílio e à composição domiciliar (quanto à proporção de adultos em relação às crianças) têm um efeito menor. Em relação ao sexo do chefe do domicílio de Belo Horizonte, esse efeito não foi avaliado devido ao fato de que o modelo toma, preferencialmente, as pessoas do sexo feminino como pessoa de referência do domicílio. Já em relação à proporção de adultos em relação às crianças, não foi possível avaliar de forma eficaz a influência dessa variável, pois os resultados elaborados pelo programa ProFamy não apresentam a idade das pessoas que co-residem com os pais.

Diante dos resultados obtidos para Belo Horizonte, pode-se dizer que as projeções do total de automóveis, obtidas com base na idade da pessoa de referência e tamanho do domicílio são as que permitem avaliar, de forma mais detalhada, o efeito demográfico na estrutura futura dos domicílios, que por sua vez, influenciará a demanda futura por automóveis, pois,

o município de Belo Horizonte, não somente, passará por um processo de envelhecimento da população, mas também por redução do tamanho dos domicílios.

7.4 Avaliação de consistência da projeção de automóveis até 2007

Os totais de automóveis registrados em Belo Horizonte, no período de 2000 a 2007, foram disponibilizados pelo DETRAN/MG, e serão comparados com os totais projetados através do modelo de projeção multi-estado, com base na idade da pessoa de referência e tamanho do domicílio. A TAB. 23 apresenta esses totais projetados de automóveis de Belo Horizonte, para o período de 2001 a 2007, bem como os totais de automóveis registrados no município de Belo Horizonte, pelo DETRAN/MG.

Tabela 23: Total observado de automóveis e total projetado, com base na idade da pessoa de referência e tamanho do domicílio, Belo Horizonte, 2001 a 2007

Ano	Observado (O)		Projetado (P)		Razão (O/P)
	Total ¹	Razão ²	Total	Razão ²	
2001	532.747	1,05	547.162	1,08	0,97
2002	552.626	1,04	556.840	1,02	0,99
2003	580.706	1,05	566.349	1,02	1,03
2004	601.962	1,04	574.420	1,01	1,05
2005	628.303	1,04	581.789	1,01	1,08
2006	673.301	1,07	588.411	1,01	1,14
2007	730.468	1,08	593.302	1,01	1,23

1) Total registrado de automóveis pelo Departamento de Trânsito de Minas Gerais (DETRAN/MG).

2) Razão entre os totais de automóveis em relação ao quinquênio anterior. Para a razão em 2001, foi utilizado o total do ano 2000, que corresponde a 508.731 automóveis registrados pelo DETRAN/MG.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE. MINAS GERAIS. Departamento de Trânsito. Evolução histórica de frota circulante de veículos, por categoria, em Belo Horizonte: 1999/2008. Dados recebidos por mensagem eletrônica, em 06 maio 2008.

A projeção do total de automóveis apresenta um ritmo maior para o primeiro ano, reduzindo para os anos seguintes. O ritmo de crescimento da frota de automóveis de Belo Horizonte, que foram registrados pelo DETRAN/MG, é superior ao ritmo obtido através

das projeções, indicando, assim, a existência de outros fatores, além dos fatores demográficos, que contribuíram para o aumento da frota do município. O total de automóveis registrados pelo DETRAN/MG, em 2007, corresponde, praticamente, ao total projetado de automóveis, com base na idade da pessoa de referência e tamanho do domicílio para o ano de 2030 (736.052 automóveis).

A cada ano, o total observado de automóveis é, aproximadamente, 5% superior ao ano anterior; ao passo que, para o total projetado, essa porcentagem não é superior a 2%, após 2001. As projeções apresentaram um ritmo de crescimento próximo a 1% ao ano; ao passo que o total observado cresce 5% ao ano, em média. Dessa forma, em 2007, o total de automóveis registrados pelo DETRAN/MG é 23% superior ao total projetado. Esse crescimento superior às mudanças da estrutura domiciliar tem sido atribuído ao desenvolvimento econômico e facilitação de crédito ao consumidor.

A PNAD de 2006 revelou que houve um crescimento expressivo da geração de novas ocupações no mercado brasileiro de trabalho, desde 2004, sendo que grande parte dessa geração é ocupação formal²⁷ (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2007). Além disso, o rendimento médio real de todos os trabalhos cresceu nos anos de 2004 a 2006, depois de uma queda contínua no período de 1997 a 2003²⁸ (Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2007), portanto, é bem provável que a associação entre crescimento econômico e a posse de automóveis, divulgada pelos meios de comunicação, seja válida, pois a ocupação formal permite o acesso ao sistema de crédito, que, por sua vez, prolongou o número de meses para pagamento do automóvel.

Dessa maneira, o crescimento econômico e/ou facilitação de crédito fez com que a posse de automóveis superasse a demanda projetada por automóveis em, pelo menos, 2% e, no máximo, 7%, ao comparar o total observado com o total projetado, em função da idade da pessoa de referência e do tamanho do domicílio, conjuntamente. Para 2007, o total observado de 730.468 automóveis para Belo Horizonte corresponde a um aumento de 43,6%, em relação ao total observado de 508.731 automóveis, para o ano de 2000. Esse aumento da frota de automóveis registrado pelo DETRAN/MG (43,6%) é bem superior ao projetado (16,6%). Supondo que os efeitos demográficos são independentes dos demais

²⁷ O percentual de ocupação informal reduziu de 45,35, em 2004, para 43,78, em 2006. O percentual de empregos com carteira assinada aumentou de 34,79 para 36,17, no mesmo período.

²⁸ Excluindo a população da área rural de Rondônia, Acre, Amazonas, Roraima, Pará e Amapá, o rendimento médio mensal de todos os trabalhos aumentou de R\$ 792,00 para R\$ 888, 00 (valores de setembro de 2006).

efeitos (econômico, infra-estrutura do transporte público, por exemplo), que se relacionam à posse de automóveis, no período de 2000 a 2007, pode-se dizer que, dentre o aumento de 43,6% da frota de automóveis, aproximadamente, um terço corresponde apenas aos efeitos demográficos.

Embora o aumento observado da frota de automóveis de Belo Horizonte tenha sido maior do que o aumento projetado em função da estrutura do domicílio, nesse período de 2000 a 2007, o impacto ambiental devido à emissão de poluentes por esses automóveis não ocorreu na mesma intensidade, para o município de Belo Horizonte, conforme será explicado a seguir.

7.5 Avaliação do impacto ambiental devido o aumento do total de automóveis

Para calcular a emissão de cada poluente pela frota veicular, a metodologia mais usual propõe combinar as informações: 1) total de automóveis por combustível e ano de fabricação, 2) fator de emissão de cada poluente dos automóveis novos, 3) fator de deterioração dos automóveis, 4) quilometragem média percorrida por esses automóveis, em função da idade dos mesmos, através da seguinte equação:

$$Emissão = \sum_{combustível} \sum_{x=0}^{10+} N_{combustível,x} * FE_{combustível,x} * FD_x * D_x, \quad (56)$$

onde $N_{combustível,x}$ representa o número de automóveis por tipo de combustível e idade “x” (diferença entre o ano de fabricação do automóvel e a data da base de dados do DETRAN/MG); $FE_{combustível,x}$ representa o fator de emissão do poluente pelo automóvel, por tipo de combustível e idade “x”; FD_x representa o fator de deterioração do automóvel, quanto à emissão de cada poluente, por idade “x” do automóvel; D_x representa a distância média diária percorrida, por automóveis de idade “x”.

A emissão calculada para cada poluente representa o total de poluente lançado para atmosfera, para todos os automóveis da frota de Belo Horizonte, por dia. Ainda que não corresponda completamente à realidade, essa metodologia tem a vantagem de comparar o

potencial de emissão de cada frota, uma vez que considera a distribuição etária dos automóveis que compõem essa frota, bem como, a distância média que eles percorrem.

As TABs. A 42 e A 43, em anexo, apresentam as frotas de automóveis de Belo Horizonte registradas pelo DETRAN/MG, em função do ano de fabricação e combustível, para o ano de 2000 e 2007. A partir do ano de fabricação de 2003, a base de dados do DETRAN/MG apresenta o surgimento dos automóveis bi-combustíveis, que são classificados por tipo de combustível, como álcool/gasolina. Devido ao menor preço do combustível álcool em relação ao preço da gasolina, esses automóveis foram contabilizados, nesse trabalho, como sendo movidos, principalmente, a álcool, o que fez com que a variação do total de automóveis a álcool, entre 2000 e 2007, fosse maior.

Ao comparar os totais de automóveis por ano de fabricação, apresentados nas TABs. A 42 e A 43, em anexo, percebe-se que esse aumento deve-se, principalmente, à aquisição de automóveis novos, os quais, devido à evolução tecnológica, apresentam, ao sair de fábrica, menor potencial de emissão de poluentes, ou seja, um menor fator de emissão. Entre 2000 e 2007, houve também redução do número de automóveis fabricados até 1985, que pode ser devida ao sucateamento desses automóveis ou à transferência dos mesmos para outros municípios.

A TAB. A 44, em anexo, apresenta os fatores de emissão dos poluentes: monóxido de carbono, hidrocarbonetos, óxidos de nitrogênio e radicais de hidroxila para os veículos novos, por ano de fabricação de 1980 a 2005. Devido ao fato de que a base de dados disponibilizada pelo DETRAN/MG agrupa os automóveis com ano de fabricação anterior a 1985, os fatores de emissão para esses automóveis foram recalculados pela média ponderada dos fatores de emissão dos automóveis com ano de fabricação pertencente aos seguintes grupos: anterior a 1980, entre 1980 e 1983, entre 1984 e 1985, cujos pesos correspondem às respectivas proporções de automóveis observadas para a frota de Belo Horizonte, em 2001.

O município de Belo Horizonte apresenta um estudo recente sobre a quilometragem média percorrida pelos automóveis. Além disso, é o único município brasileiro que estimou o fator de deterioração dos automóveis, tendo como base as medições de emissão de monóxido de carbono e hidrocarbonetos por automóvel, via amostragem aleatória, estratificada por ano de fabricação, da frota de automóveis de Belo Horizonte (Dutra,

2007) e estão apresentadas na TAB. A 45, em anexo, juntamente com a quilometragem média percorrida anualmente, pelos automóveis de Belo Horizonte. Para obtenção da quilometragem média diária, por idade “x” do automóvel, as respectivas médias anuais foram divididas por 365 dias.

Como os fatores de deterioração referem-se apenas à emissão dos poluentes hidrocarbonetos e monóxido de carbono, a avaliação do impacto ambiental devido ao crescimento da frota de automóveis será contabilizada apenas em relação a esses dois poluentes, conforme apresentado na equação anterior, com base no total de automóveis registrados pelo DETRAN/MG, nos anos de 2000 e 2007.

A emissão de monóxido de carbono pela frota de automóveis, movidos a álcool ou gasolina, de Belo Horizonte, para 2007 (183 toneladas por dia) corresponde a, aproximadamente, 74% da emissão calculada para 2000 (246,7 toneladas por dia). A emissão total de hidrocarbonetos, para 2007 (21,3 toneladas por dia) é, aproximadamente, 78% do que era emitido em 2000 (27,2 toneladas por dia).

Entre 2000 e 2007, a redução da emissão de hidrocarbonetos é ligeiramente menor do que a de monóxido de carbono, devido ao aumento de automóveis bi-combustíveis, que foram classificados como sendo movidos a álcool, os quais apresentam maiores fatores de emissão de hidrocarbonetos que os automóveis movidos a gasolina.

Diante do exposto, percebe-se que o aumento na frota de automóveis não foi acompanhado por um maior potencial de impacto ambiental, referente à emissão de hidrocarbonetos e monóxido e carbono, uma vez que parte da frota antiga foi substituída por automóveis mais novos, que possuem menores fatores de emissão de poluentes.

Esse resultado está em consonância com o modelo proposto por Boserup (1981), que incorpora a componente “nível de tecnologia”, de forma que uma mudança tecnológica possa permitir que haja economia do uso de recursos naturais, ainda que haja um crescimento da população. No período de 2000 a 2007, embora a taxa de crescimento da população projetada para Belo Horizonte tenha sido negativa, era esperado um crescimento na posse de automóveis, uma vez que, com o envelhecimento da população, uma maior proporção de pessoas situar-se-á nos grupos etários que apresentam maiores taxas de posse de automóveis. Por exemplo, as pessoas que pertenciam ao grupo etário de 20 a 24 anos, em 2000, pertencerão ao grupo etário de 30 a 34 anos, em 2010, constituindo-se em um

dos principais grupos etários. Ao considerar a posse de um único automóvel por domicílio, o envelhecimento do grupo etário de 20 a 24 anos para 30 a 34 anos faz com que se passe de uma taxa de posse de 23% para 35%, dentre os domicílios cuja pessoa de referência pertença, inicialmente, ao grupo etário de 20 a 24 anos. Entretanto, ao invés de aumento da emissão de monóxido de carbono e hidrocarbonetos no período de 2000 a 2007, observou-se uma redução dessas emissões devido à evolução tecnológica dos automóveis.

Essa última análise baseou-se apenas na alteração da distribuição da frota de automóveis de Belo Horizonte por ano de fabricação, entre 2000 e 2007, devido a uma interação de fatores referentes às áreas econômicas, demográficas e de transporte público, dentre outras. Por outro lado, a projeção da frota de automóveis com base na projeção da composição domiciliar permitiu separar parte desse efeito que pode ser atribuído à alteração da composição domiciliar, que se mostrou inferior ao efeito devido à interação dos demais fatores. O resultado obtido é surpreendente, pois o total observado de automóveis em 2007 corresponde ao total que era esperado para 2030, ao se considerar apenas as mudanças futuras da composição domiciliar, sob um cenário de taxa de fecundidade total abaixo do nível de reposição e saldo migratório nulo para Belo Horizonte, após 2010.

Os resultados da projeção de domicílios podem ser aplicados a outras áreas, principalmente, quando o objeto de estudo apresenta uma forte associação com as características do domicílio, por exemplo, o consumo de energia elétrica, de água ou de alimentos.

8 CONCLUSÃO

Este trabalho teve, como objetivo, projetar o número e a composição futura dos domicílios de Belo Horizonte, quanto à idade e situação conjugal da pessoa de referência, e, principalmente, quanto ao número de pessoas de 2000 a 2050, tendo, em vista, as mudanças nas variáveis demográficas.

Para a realização dessas projeções, foi utilizado o modelo multi-estado desenvolvido por Yi (1991), cujos resultados assemelharam-se aos obtidos pelo método das componentes principais (Granados, 1989). O modelo multi-estado considera a interdependência entre os eventos demográficos, uma vez que ele examina a dinâmica familiar e os processos demográficos, que ocorrem dentro do contexto familiar. Para sua implementação, foi necessário estimar as taxas de transição conjugal entre os estados: solteiro, casado, divorciado e viúvo; a taxa anual com que os filhos deixam a casa dos pais; que foram mantidas constantes, durante todo o período de projeção. Além disso, as componentes demográficas foram projetadas; sendo que, no caso da fecundidade, ela foi desagregada por ordem de parturição. Nesse estudo, foram consideradas tanto as uniões e separações formais, quanto informais, utilizando, por essa razão, o termo “situação conjugal”, ao invés do termo “estado civil”.

As taxas de primeiro casamento atingiram o valor máximo aos 30 anos de idade, mas as mulheres apresentaram uma tendência a casar mais cedo do que os homens. Já as taxas masculinas de recasamento apresentaram-se superiores às taxas femininas para todas as idades. Enquanto as taxas femininas de deixar a casa dos pais apresentaram um valor máximo aos 25 anos, as taxas masculinas apresentaram dois momentos distintos de deixar a casa dos pais, um aos 16 anos e outro aos 44 anos de idade.

Sob as hipóteses de taxas declinantes de mortalidade, taxa de fecundidade total igual a 1,49 filhos por mulher e saldo migratório nulo após 2010, a população para o município de Belo Horizonte foi projetada para o período de 2000 a 2050. Em linhas gerais, os resultados encontrados estão em congruência com a literatura sobre o tema. As projeções permitiram observar um estreitamento da base da pirâmide populacional, ou seja, uma redução dos grupos etários mais jovens na composição populacional. A proporção de pessoas de 65

anos ou mais, que correspondia a 6,2% da população de Belo Horizonte, em 2000, corresponde a quase 30% da população de Belo Horizonte, em 2050, havendo uma maior participação de todas as situações conjugais.

Conforme os resultados da projeção, em 2050, haverá uma grande proporção de pessoas casadas acima de 65 anos para ambos os sexos, dado, provavelmente, à queda de mortalidade projetada, que pode estar fazendo com que os casais permaneçam por mais tempo juntos, e, relativamente, um aumento na proporção de mulheres separadas, em relação ao ano 2000. As pequenas taxas femininas de recasamento fazem com que a maioria das mulheres, uma vez separadas, permaneçam nessa situação. Em 2050, a proporção de mulheres viúvas deverá ser superior à proporção de homens, principalmente para o grupo etário de 65 anos ou mais, o que pode ser explicado pela sobremortalidade masculina e ao fato de que a taxa de recasamento para o homem viúvo é maior que a taxa feminina desde a idade de 25 anos. Essa assimetria quanto à proporção de pessoas descasadas já tinha sido observada por Oliveira & Berquó (1990) pra o Brasil, o que pode indicar uma menor possibilidade da mulher recasar ou uma opção voluntária de permanecer descasada, segundo Berquó (1986).

Enquanto a população de Belo Horizonte cresceu de 2.302.101 habitantes, em 2000, para 2.372.920 habitantes, em 2050, ou seja, um aumento de 3,1%; o número de domicílios aumentou de 652.555 para 898.652 unidades, que corresponde a um aumento de 37,8%, para o mesmo período.

Entre 2000 e 2050, em relação à distribuição e composição dos domicílios, observou-se, principalmente, um crescimento da proporção dos domicílios de tamanho um (de 10,9% para 20,7%) e de tamanho dois (de 16,2% para 34,2%); ao passo que, os domicílios compostos por três pessoas mantiveram, praticamente, a proporção observada em 2000 (23%), enquanto que os domicílios com quatro ou mais pessoas apresentaram proporções decrescentes.

Em 2050, dentre os domicílios de tamanho um, grande parte será constituída por pessoas solteiras (46,6%) e separadas (35,6%), ficando uma menor parte para as pessoas viúvas (17,8%), pois as mulheres viúvas tendem a viver com os filhos, o que já havia sido observado por Oliveira & Berquó (1990, p. 46), para o Brasil.

Entre 2000 e 2050, o aumento de domicílios de tamanho dois foi mais intenso devido, provavelmente a uma conjugação de fatores. Além da queda de mortalidade, que contribui para o aumento da proporção de casais idosos, cujos filhos já deixaram a casa dos pais, há também a influência das taxas femininas de recasamento, que por serem menores que as taxas masculinas, contribuem para que as mulheres continuem a residir apenas com o filho(a). Essa influência do envelhecimento já havia sido apontada por Ruggles (1994, p. 108), mas, no estudo para Belo Horizonte, foi possível perceber que ele influi duplamente na formação dos domicílios de tamanho dois, pois o filho, ao deixar a casa dos pais, ao casar, contribui para a formação de um novo domicílio de tamanho dois.

A proporção de domicílios de tamanho três, em Belo Horizonte, manteve-se praticamente constante ao longo do período de projeção devido, em parte, à manutenção da taxa de fecundidade total, que, por situar-se abaixo do nível de reposição, contribuiu para a redução da proporção de domicílios constituídos por quatro ou mais pessoas.

Como apontado por Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2002, p. 5), no estudo para Áustria, os domicílios menores de Belo Horizonte também apresentaram uma tendência de serem chefiados por pessoas mais jovens e mais idosas; ao passo que os demais domicílios tendem a ser chefiados por pessoas pertencentes aos grupos etários intermediários.

As características dos domicílios, que foram apresentadas aqui são importantes para avaliar o consumo desses domicílios, que apresentará uma mudança no nível ou até mesmo no padrão, uma vez que uma população constituída, na maior parte, por pessoas idosas, necessitará de produtos e serviços específicos para pessoas em idades mais avançadas. Para avaliar a influência tanto do envelhecimento da população, quanto da mudança no número e composição dos domicílios, utilizou-se, nesse trabalho, o padrão de posse de automóvel como exemplo de uma dessas características do domicílio.

A posse de automóveis de Belo Horizonte apresentou-se associada à idade do responsável pelo domicílio, bem como ao tamanho do domicílio (Fioravante, 2008). Portanto, dado a mudança observada na composição dos domicílios de Belo Horizonte, ao longo do período de projeção, as variáveis “idade da pessoa de referência do domicílio” e “tamanho do domicílio” mostraram-se importantes para a projeção da posse de automóveis de Belo Horizonte, de forma semelhante à observada por Prskawetz, Leiwen & O'Neill (2004) para o uso do automóvel na Áustria.

A projeção baseada apenas no tamanho do domicílio subestima o total de automóveis; enquanto que a projeção baseada apenas na idade da pessoa de referência sobreestima, pois não considera que, dentre as pessoas de referência em idades avançadas, há aquelas que vivem em domicílio de tamanho menor, que tende a ter menores frequências de posse de automóvel.

Ao projetar o total de automóveis, com base na idade da pessoa de referência e tamanho do domicílio, mantendo constante a frequência de posse de automóvel observada em 2000, a frota de Belo Horizonte apresentou-se crescente até 2035, alcançando a marca de 743.214 automóveis. Entretanto, o número de automóveis registrados pelo Departamento de Trânsito de Minas Gerais (DETRAN/MG)²⁹, para o município de Belo Horizonte, já correspondia a 730.468 automóveis em 2007, indicando assim, o efeito de outras variáveis além do número e composição futura dos domicílios. Essas variáveis estariam, provavelmente, relacionadas ao aumento do número de empregos formais, bem como às facilidades de crédito para compra de automóveis, tais como, redução de juros e prolongamento dos prazos de pagamento, que favoreceram a aquisição de automóveis.

No período de 2000 a 2007, foi possível observar uma redução no potencial do impacto ambiental dessa frota, quanto à emissão de monóxido de carbono (-26%) e de hidrocarbonetos (-22%), pois parte do aumento da frota foi compensado pela redução do número de automóveis antigos, que apresentam maiores fatores de emissão desses poluentes. Essa última análise pode ser considerada um exemplo do modelo proposto por Boserup (1981), que se contrapõe ao modelo proposto por Malthus, o qual não incorporava a componente “nível de tecnologia” para a teoria do desenvolvimento.

Embora esse trabalho tenha tido a intenção de traçar um cenário para Belo Horizonte, que fosse o mais provável para o período de 2000 a 2050, acredita-se que alguns melhoramentos ainda sejam possíveis, à medida que novas informações tornem-se disponíveis sobre: o futuro da nupcialidade, o evento de deixar a casa dos pais, o processo migratório e a posse de automóvel, em Belo Horizonte.

As taxas de transição conjugal foram mantidas constantes para o período de 2000 a 2050, o que, não necessariamente, pode acontecer. Seria importante, em projeções futuras, que novas informações sobre tendências e padrões de nupcialidade fossem incorporados, de

²⁹ MINAS GERAIS. Departamento de Trânsito. Evolução histórica de frota circulante de veículos, por categoria, em Belo Horizonte: 1999/2008. Dados recebidos por mensagem eletrônica, em 06 maio 2008.

forma a construir cenários referentes à formação dos domicílios. É recomendável também uma investigação mais aprofundada sobre o evento de deixar a casa dos pais, cujo padrão masculino apresentou-se bem diferente do padrão feminino, ao utilizar as informações sobre co-residência de filhos e pais, com base nas informações da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004 e 2005.

Em relação à taxa de fecundidade total, acredita-se que a hipótese de 1,49 filhos por mulher apresente pequena alteração no período de 2000 a 2050. Portanto, para o caso de Belo Horizonte, uma componente demográfica que se apresenta bastante influente no total populacional e no tamanho futuro dos domicílios é a migração. Neste sentido, informações mais detalhadas sobre a saída da casa dos pais e uma maior certeza sobre o futuro do fluxo migratório do município de Belo Horizonte permitirão elaborar outros cenários para a evolução dos domicílios neste município.

Ao longo do período de projeção do total de automóveis, foi utilizada a mesma taxa de posse de automóvel, por domicílio, observada no Censo Demográfico de 2000. Entretanto, essa taxa precisa ser atualizada, devido ao indicativo de subnumeração do Censo, quando se compara o total de automóveis obtido através do Censo com o total de automóveis registrados pelo DETRAN/MG, e devido ao próprio crescimento observado na frota de automóveis de Belo Horizonte, entre 2000 e 2007.

Ao manter constante a frequência observada de posse de automóvel, ignora-se que as coortes mais jovens tendem a apresentar, ao longo dos anos, frequências mais elevadas de posse de automóvel, devido à incorporação desse bem aos domicílios. Essa incorporação, por si só, provoca uma mudança comportamental, pois os demais membros do domicílio são incentivados a usar o automóvel, tornando o mesmo um bem necessário para as gerações futuras, ou obrigatório, caso não haja investimento em transporte público.

Por outro lado, a limitação de fluxo das vias urbanas, diante desse crescimento extraordinário da frota de automóveis, pode fazer com que a utilidade desse bem, como meio transporte, seja reduzida ao longo dos anos. Talvez por essa razão ou por questões econômicas, já se observa um ritmo de crescimento da frota de motocicletas, no município de Belo Horizonte, que, desde o ano 2000, é bem superior ao crescimento da frota de automóveis. Segundo dados do DETRAN/MG, o total de motocicletas aumentou de 48.415

motocicletas, em 2000, para 113.928 motocicletas, em 2007. A partir de 2001, os totais anuais correspondem a um aumento anual médio de aproximadamente 13%.

Ainda que a poluição atmosférica decorrente do uso de automóveis e motocicletas seja extremamente preocupante, quer seja por questões relacionadas à saúde humana, quer seja pelo lançamento de gases que contribuam para o aquecimento global; há de se considerar também que áreas verdes e áreas destinadas à convivência da população são constantemente reduzidas, e algumas vezes eliminadas, para que o fluxo desses veículos seja mantido em um nível satisfatório.

BIBLIOGRAFIA

AKKERMAN, A. On the relationship between household composition and population age distribution. *Population Studies*, London, v. 34, n. 3, p. 525-534, Nov. 1980.

ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. Questões conceituais e metodológicas relativas a domicílio, família e condições habitacionais. *Papeles de Población*, Toluca, n. 43, p. 105-131, jan./mar., 2005.

ANDRADE, F. C. D.; VOS, S. de. An analysis of living arrangements among elderly women in Brazil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 13., 2002, Ouro Preto. *Anais...* Belo Horizonte: ABEP, 2002. 1 CD –ROM.

ANUÁRIO DA INDÚSTRIA AUTOMOBILÍSTICA BRASILEIRA. Associação Nacional de Veículos Automotores, 2007. Disponível em <<http://www.anfavea.com.br/anuario2007>>. Acesso em: 18 jan. 2007.

BECKER, G. S. The evolution of the family. In: BECKER, G. S. **A treatise on the family**. Cambridge, Mass.: Harvard University, 1994. cap. 11, p. 342-361.

BENNETT, N. G.; HORIUCHI, S. Estimating the completeness of death registration in a closed population. *Population Index*, Princeton, v. 47, n. 2, p. 207-221, Summer, 1981.

BERQUÓ, E. Pirâmide da solidão? In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 5., 1986, Águas de São Pedro, São Paulo. *Anais...* Campinas: ABEP, 1986.

BERQUÓ, E.; LOYOLA, M. A. União dos sexos e estratégias reprodutivas no Brasil. *Revista Brasileira de Estudos Populacionais*, Campinas, v. 1, n. 1/2, jan./dez, 1984. p. 35-98. Disponível em: <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/rev_inf>. Acesso em: 12 jun. 2007.

BONGAARTS, J. Household size and composition in the developing world in the 1990s. *Population Studies*, London, v. 55, n. 3, p. 263-279, Nov. 2001.

BONGAARTS, J. The projection of family composition over the life course with family status life tables. In: BONGAARTS, J.; BURCH, T. K.; WACHTER, K. W. (Ed.) **Family demography: methods and their applications**. Oxford: Clarendon Press, 1987. p. 189-212.

BONGAARTS, J. The formal demography of family and households: an overview. *IUSSP Newsletter*, n. 7, Nov. 1983.

BONGAARTS, J. Simulation of the family life cycle. In: INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE OF THE IUSSP, Manilla. Solicited Papers. Liège, Ordina Editions, 1981, v. 3, p. 339-416 *apud* GOLDANI, Altmann A. M. A demografia “formal” da família: técnica e dados censitários. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 4., 1984, Águas de São Pedro. *Anais...* São Paulo: Associação Brasileira de Estudos de População, 1984. v. 3, p. 1257-1296.

BOSERUP, E. **Population and technological change**: a study of long-term trends. Chicago: University of Chicago, 1981.

BRASIL. Ministério da Saúde. **PNDS 2006**: pesquisa nacional de demografia e saúde da criança e da mulher. Brasília, 2008.

BRASIL. Ministério da Saúde. Sistema Único de Saúde. Datasus. **Informações de saúde**: mortalidade. [2007?]. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/sim/dados/indice.htm>>. Acesso em: 08 mar. 2007.

BRASIL. Ministério do Meio Ambiente. **Avaliação do programa de controle da poluição do ar por veículos automotores**. Brasília, 2006.

BRASS, W. The formal demography of the family: an overview of the proximate determinants. In: BRITISH SOCIETY FOR POPULATION STUDIES. **The family**. London: Office of Population Censuses and Surveys, 1983. p. 37-49. (OPCS Occasional Paper, 31)

BRASS, W. **Methods for estimating fertility and mortality from limited and defective data**. Chapel Hill: The University of North Carolina, International Program of Laboratories for Population Statistics, 1975.

CAMARANO, A. A. **Envelhecimento da população brasileira**: uma contribuição demográfica. Rio de Janeiro: IPEA, 2002. (Texto para Discussão, 858).

CAMARANO, A. A.; KANSO, S.; MELLO, J. L. Transição para a vida adulta: mudanças por período e coorte. In: CAMARANO, A. A. (Org.) **Transição para a vida adulta ou vida adulta em transição?** Rio de Janeiro: IPEA, 2006. cap. 4, p. 95-136.

CAMARGO, O. S. **As mudanças na organização e localização da indústria automobilística brasileira**: (1996-2001) 2006. 107 f. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006. Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/economia/teses/2006/OTAVIO_SILVA_CAMARGO.pdf>. Acesso em: 16 out. 2006.

CARVALHO, J. A. M.; CAMPOS, M. B. **O saldo migratório internacional do Brasil na década de 1990**. [2006?]. Disponível em <http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/outros/5EncNacSobreMigracao/Comunicacao_2_sal_mig_int.pdf>. Acesso em: 18 dez. 2008.

CAVENAGHI, S. M.; GOLDANI, A. M. Fecundidade e família: os tamanhos das famílias das mulheres e das crianças no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, v. 10, n. 1/2, p. 107-124, 1993.

CHEREM, C. E. Montadoras têm vendas recordes em 2005. **O Tempo**, Belo Horizonte, 12 jan. 2006. Caderno de Economia, p. A 10.

COALE, A. J. **The growth and structure of human populations**: a mathematical investigation. Princeton, N. J.: Princeton University Press, 1972.

COALE, A. J. Estimates of average size of household. In: COALE, A. J. *et al.* (Ed.). **Aspects of the analysis of family structure**. Princeton: Princeton University Press, 1965. p. 64-69.

COMPANHIA DE TECNOLOGIA DE SANEAMENTO AMBIENTAL. **Relatório de qualidade do ar no estado de São Paulo**: 2007. São Paulo, 2008.

DARGAY, J.; GATELY, D. Income's effect on car and vehicle ownership, worldwide: 1960-2015. **Transportation Research Part A: policy and practice**, New York, v. 33, n. 2, p. 101-138, Feb. 1999.

DUTRA, E. G. **Metodologia teórico-experimental para determinação dos parâmetros básicos para elaboração de inventários de emissão de veículos leves do ciclo Otto**. Tese (Doutorado) – Departamento de Engenharia Mecânica, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.

DUTRA, E. G. *et al.* **Plano de controle da poluição por veículos em uso em Minas Gerais – PCPV/MG**. Belo Horizonte: FEAM, 2001.

EWERT, U. C.; PRSKAWETZ, A. Can regional variations in demographic structure explain regional differences in car use? a case study in Austria. **Population and Environment**, New York, v. 23, n. 3, p. 315-345, Jan. 2002.

FIORAVANTE, E. F. Posse de automóvel por domicílio de Belo Horizonte. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008, Caxambu. **Anais...** Campinas: ABEP, 2008. 1 CD-ROM.

FIORAVANTE, E. F. *et al.* Proprietários de automóveis em Belo Horizonte e meio ambiente: uma análise preliminar. In: CONGRESO DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN, 2., 2006, Guadalajara, México. **La demografía latinoamericana del siglo XXI: desafíos, oportunidades y prioridades**. México: ALAP, 2006. 1 CD-ROM.

FIORAVANTE, E. F.; SOUZA, L. M.; DUTRA, E. G. Perfis dos proprietários de veículos automotores. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu. **Anais...** Campinas: ABEP, 2006. 1 CD-ROM.

FREIRE, F. H. M. A.; ARAÚJO, K. L. S.; AGUIRRE, M. A. C. Dinâmica da nupcialidade: casamento, divórcio, viuvez e re-casamento no nordeste. In: SEMINÁRIO AS FAMÍLIAS E AS POLÍTICAS PÚBLICAS NO BRASIL, Belo Horizonte, 2005. ABEP, [2005?] Disponível em <<http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/outros/FamPolPublicas/FreireAraujoAguirre.pdf>>. Acesso em: 12 jun. 2007.

FUNDAÇÃO ESTADUAL DO MEIO AMBIENTE. **Projeto inspeção veicular: capacitação e avaliação inicial**. Belo Horizonte: 2005.

GALLEZ, G. Identifying the long term dynamics of car ownership: a demographic approach. **Transport Reviews**, London, v. 14, n. 1, p. 83-102, Jan. 1994.

GARCIA, L. S.; RODARTE, M. M. S.; COSTA, P. L. Emancipação feminina e novos arranjos familiares nas regiões metropolitanas brasileiras entre as décadas de 1990 e 2000.

In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu. **Anais...** Campinas: ABEP, 2006. 1 CD-ROM.

GIVISIEZ, G. H. N.; RIOS-NETO, E. L. G.; SAWYER, D. O. Projeção da demanda demográfica por domicílios: aplicação da metodologia das taxas de chefia baseada em modelos de idade-período-coorte. In: GUIMARÃES, J. R. S. (Org.) **Demografia dos Negócios: campo de estudo, perspectivas e aplicações**. Campinas: ABEP, 2006. p. 213-250.

GOLDANI, Altmann A. M. A demografia “formal” da família: técnica e dados censitários. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 4., 1984, Águas de São Pedro. **Anais...** São Paulo: Associação Brasileira de Estudos de População, 1984. v. 3, p. 1257-1296.

GOLDSCHIEDER, F. K.; LAWTON, L. Family experiences and the erosion of support for intergenerational coresidence. **Journal of Marriage and the Family**, Menasha, v. 60, n. 3, p. 623-632, Aug. 1998.

GOODMAN, L. A.; KEYFITZ, N.; PULLUM, T. W. Family formation and the frequency of various kinship relationships. **Theoretical Population Biology**, [Amsterdam], v. 5, n. 1, p. 1-27, Feb. 1974.

GRANADOS, M. P. (Comp.) **Métodos para proyecciones subnacionales de población**. Bogota: Universidad de los Andes, Centro de Estudios sobre Desarrollo Economico: Fondo Colombiano de Investigaciones Cientificas y Proyectos Especiales Francisco José de Caldas, 1989. (Serie OI, 42).

HAJNAL, J. Two kinds of pre-industrial household formation system. In: WALL, R.; ROBIN, J.; LASLETT, P. **Family forms in historic Europe**. Cambridge: Cambridge University, 1983. cap. 2, p. 65-104.

HAMMEL, E. A. On the *** of studying household form and function. In: NETTING, R. Mc C.; WILK, R. R., ARNOULD, E. J. (Ed.). **Households: comparative and historical studies of the domestic group**. Berkeley: University of California Press, 1984. p. 29-43.

HILL, K. Methods for measuring adult mortality in developing countries: a comparative review. Harvard Burden of Disease Unit, National Institute on Aging, 2001. (Research Paper 01.13).

HILL, K. Estimating census and death registration completeness. **Asian and Pacific Population Forum**, [Honolulu], v. 1, n. 3, p. 8-13, May 1987.

HILL, K; CHOI, Y. Death distribution methods for estimating adult mortality: sensitivity with simulated data errors. In: ADULT MORTALITY IN DEVELOPING COUNTRIES WORKSHOP., Marin County, California, 2004. Johns Hopkins University, [2004?]. Disponível em:
<http://www.ceda.berkeley.edu/events/AMDC_Papers/Hill_Choi_DeathDist-amdc.pdf>. Acesso em: 10 mar. 2008.

HOGAN, D. J. Mobilidade populacional, sustentabilidade ambiental e vulnerabilidade social. **Revista Brasileira de Estudos de População**, Campinas, v. 22, n. 2, p. 323-338, jul./dez. 2005.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Tabela 579:** domicílios particulares permanentes, população recenseada em domicílios particulares permanentes e média de moradores em domicílios particulares permanentes por situação do domicílio. [200-a]. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=cd&0=17&j=P&c=579>>. Acesso em: 05 mar. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Tabela 2759:** casamentos por mês do registro, estado civil do homem e da mulher, grupos de idade do homem e da mulher e lugar do registro. Para o município de Belo Horizonte, nos anos de 2004 e 2005. [200-b]. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/tabela/listabl.asp?z=t&o=23&i=P&c=2759>>. Acesso em: 10 maio 2007.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2005:** microdados. Rio de Janeiro: 2005. Recurso eletrônico. Base disponível nos laboratórios de pesquisa do Cedeplar.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2004:** microdados. Rio de Janeiro: 2004. Recurso eletrônico. Base disponível nos laboratórios de pesquisa do Cedeplar.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo demográfico de 2000:** pesquisa de avaliação da cobertura da coleta: apresentação dos resultados. Rio de Janeiro, 2003.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo demográfico 2000:** microdados. Rio de Janeiro: 2000. Recurso eletrônico. Base disponível nos laboratórios de pesquisa do Cedeplar.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo demográfico 1991:** microdados. Rio de Janeiro: 1991. Recurso eletrônico. Base disponível nos laboratórios de pesquisa do Cedeplar.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **PNAD 2006:** primeiras análises. Brasília, 2007.

KOBRIN, F. E. The fall in household size and the rise of the primary individual in the United States. **Demography**, Chicago, v. 13, n. 1, p. 127-138, Fev. 1976.

KUZNETS, S. Size and age structure of family households: exploratory comparisons. **Population and Development Review**, New York, v. 4, n. 2, p. 187-223, June 1978.

LEE, E. S. *et al.* **Population redistribution and growth, United States, 1870-1950.** Philadelphia: The American Philosophical Society, 1957. v. 1.

MADRE, J. L. *et al.* Análise e projeção da motorização utilizando modelos demográficos. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE TRANSPORTE E TRÂNSITO, 12., 1999, Olinda. **O transporte na cidade do século 21:** comunicações técnicas. São Paulo: ANTP, 1999. 1 CD-ROM.

MEDEIROS, M.; OSÓRIO, R. **Mudanças nas famílias brasileiras**: a composição dos arranjos domiciliares entre 1978 e 1998. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2002. (Texto para Discussão, 886). Disponível em <<http://www.ipea.gov.br>>. Acesso em: 10 out. 2008.

MOTTA, R. S. **Padrão de consumo, distribuição de renda e o meio ambiente no Brasil**. Brasília: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 2002. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2002/td_0856.pdf>. Acesso em: 05 dez. 2007.

OLIVEIRA, M. C.; BERQUÓ, E. S. A família no Brasil: análise demográfica e tendências recentes. *CIÊNCIAS SOCIAIS HOJE*, São Paulo: Vértice, 1990, p. 30-64.

O'NEILL, B. C.; CHEN, B. S. Demographic determinants of household energy use in the United States. **Population and Development Review**, New York, v. 28, p. 53-88, 2002. Supplement: Population and environment: methods of analysis

PFEIFFER, L. M.; STRAMBI, O. Análise e modelagem da evolução temporal da posse de autos na Região Metropolitana de São Paulo. **Transportes**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 1, p. 21-29, 2005.

PRESTON, S. H. Estimation of certain measures in family demography based upon generalized stable population relations. In: BONGAARTS, J.; BURCH, T. K.; WACHTER, K. W. (Ed.) **Family demography**: methods and their application. Oxford: Clarendon Press, 1987. p. 40-62.

PRESTON, S. H.; HEUVELINE, P.; GUILLOT, M. **Demography**: measuring and modeling population processes. Oxford: Blackwell, 2001.

PRSKAWETZ, A.; LEIWEN, J.; O'NEILL, B. C. **Demographic composition and projections of car use in Austria**. VIENNA YEARBOOK OF POPULATION RESEARCH, 2004. Vienna: Austrian Academy of Sciences, 2004. p. 175-201.

PRSKAWETZ, A.; LEIWEN, J.; O'NEILL, B. C. **Demographic composition and projections of car use in Austria**. Rostok: Max Planck Institute for Demographic Research, 2002. (MPIDR Working Paper WP2002-034) Disponível em <<http://www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2002-034.pdf>>. Acesso em: 05 jan. 2008.

QUADROS, R. *et al.* **Abertura comercial e mudança estrutural na indústria automobilística brasileira**: sumário executivo. Campinas: UNICAMP, 1997. (Relatório de pesquisa, IPEA-DPCT/IG/UNICAMP, Projeto 16958/97) *apud* CAMARGO, O. S. **As mudanças na organização e localização da indústria automobilística brasileira**: (1996-2001) 2006. 107 f. Tese (Doutorado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2006. Disponível em: <http://www.cedeplar.ufmg.br/economia/teses/2006/OTAVIO_SILVA_CAMARGO.pdf>. Acesso em: 16 out. 2006.

RIBEIRO, M. M.; BOTEAGA, L.A.; MACHADO, C. J. **Esperança de vida e causas de morte em Belo Horizonte e na Região Metropolitana de Belo Horizonte**: 1990-1999. In: SEMINÁRIO SOBRE ECONOMIA MINEIRA, 12., 2006, Diamantina. *Anais...* Belo Horizonte: CEDEPLAR/UFMG, 2006. 1 CD-ROM.

RUGGLES, S. The transformation of American family structure. **American Historical Review**, Washington v. 99, n. 1, p. 103-128, Feb. 1994.

RYDLEWSKI, C. Tanta novidade até confunde: a força de atração dos novos aparelhos cria a perplexidade típica do mundo atual. **Veja**, São Paulo, v. 40, n. 27, p. 90-93, jul. 2007.

SAAD, P. M. Envelhecimento populacional: demandas e possibilidades na área de saúde. In: GUIMARÃES, J. R. S. (Org.) **Demografia dos negócios: campo de estudo, perspectiva e aplicações**. Campinas: ABEP, 2006. (Demographicas, v. 3)

SCHOENI, R.F. Reassessing the decline in parent-child old-age coresidence during the twentieth century. **Demography**, Chicago, v. 35, n. 3, p. 307-313, Aug. 1998.

SIEGEL, J. S.; SWANSON, D. A. **The methods and materials of demography**. San Diego, Elsevier Academic Press, 2004.

SIMÕES, C. C. S. **A transição da fecundidade no Brasil: análise de seus determinantes e as novas aquisições demográficas**. São Paulo: Arbeit Factory Editora e Comunicação, 2006. 140 p.

SOARES, L.; BRASIL, S. O peso do Estado. **Veja**, São Paulo, v. 39, n. 39, p. 70-77, out. 2006.

SOUZA, R. G. V.; BRITO, F. R. A. A expansão urbana da Região Metropolitana de Belo Horizonte e suas implicações para a redistribuição espacial da população: a migração dos ricos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 15., 2006, Caxambu. **Anais...** Campinas: ABEP, 2006. 1 CD-ROM.

STOCKMAYER, G. E. **The demographic foundations of change in U.S. households in the twentieth century**. Tese (Doutorado) – Demography Graduate Division, University of California, Berkeley, 2004.

TOMÁS, M. C. **O ingresso dos jovens no mercado de trabalho: uma análise das regiões metropolitanas brasileiras nas últimas décadas**. Dissertação (Mestrado) - Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2007.

UNITED NATIONS. Department of Economic and Social Affairs. Population Division. **World population prospects: the 2002 revision**. New York, 2003.

UNITED NATIONS. **Housing requirements and demand: current methods of assessment and problems of estimation**. Geneva: United Nations Publication, 1973.

UNITED STATES. Department of Energy. Energy Efficiency and Renewable Energy. FreedomCAR and Vehicle Technologies Program. **Number of household vehicles has grown significantly**. 2004. (Fact; 301) Disponível em: <http://www1.eere.energy.gov/vehiclesandfuels/facts/2004/fcvt_fotw301.html>. Acesso em: 07 dez. 2005.

VOS, S. de; PALLONI, A. Formal models and methods for the analysis of kinship and household organization. **Population Index**, Princeton, v. 55, n. 2, p. 174-198, Summer, 1989.

WACHTER, K. W. Kinship resources for the elderly. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London Series B – Biological Science**, London, v. 352, n. 1363, p. 1811-1817, Dec. 1997.

WACHTER, K. W. Microsimulation of household cycles. In: BONGAARTS, J.; BURCH, T. K.; WACHTER, K. W. **Family demography: methods and their applications**. Oxford: Clarendon Press, 1987. p. 215-227.

WONG, L. L. R.; BONIFÁCIO, G. M. Evidências da diminuição do tamanho das coortes brasileiras: fecundidade abaixo do nível de reposição nas principais regiões metropolitanas – 2004 a 2006. In: ENCONTRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS, 16., 2008, Caxambu. **Anais...** Campinas: ABEP, 2008. 1 CD-ROM.

WONG, L. L. R.; CARVALHO, J. A. O rápido processo de envelhecimento populacional do Brasil: sérios desafios para as políticas públicas. **Revista Brasileira de Estudos de População**, São Paulo, v. 23, n. 1, p. 5-26, jan./jun. 2006.

WONG, L. L. R.; PERPÉTUO, I. H. O. A fecundidade das Minas Gerais nos anos 90: estabilidade e convergência no nível de reposição. In: SEMINÁRIO SOBRE A ECONOMIA MINEIRA, 9, 2000, Diamantina. **Anais...** Belo Horizonte: UFMG/CEDEPLAR, 2000. v. 2, p. 721-747.

YI, Z. **Family dynamics in China: a life table analysis**. Wisconsin: The University of Wisconsin, 1991.

YI, Z. *et al.* **Standard schedules for household projections: a database (preliminary version) of U.S. race-sex-age-specific occurrence/exposure rates of marriage/union formation & dissolution, marital and non-marital fertility and race-sex-age-specific net rates of leaving parental home in the 1990s.** [200-a] (Report, 2) SBIR Project “Demographic Tool and Database for Household Forecasting”. Disponível em <http://www.sabresys.com/whitepapers/report_no_2.pdf>. Acesso em: 08 ago. 2007.

YI, Z. *et al.* **U.S. family household dynamics and momentum: extension of ProFamy method and application.** [200-b] (Report, 3) SBIR Project “Demographic Tool and Database for Household Forecasting”. Disponível em <http://www.sabresys.com/whitepapers/report_no_3.pdf>. Acesso em: 08 ago. 2007.

YI, Z. *et al.* Leaving the parental home census-based estimates for China, Japan, South Korea, United States, France, and Sweden. **Population Studies**, London, v. 48, n. 1, p. 65-80, Mar. 1994.

YI, Z.; VAUPEL, J. W.; ZHENGLIAN, W. A multi-dimensional model for projecting family households - with an illustrative numerical application. **Mathematical Population Studies**, London, v. 6, n. 3, p. 187-216, 1997.

YI, Z., WANG, Z. **ProFamy (trial version 1.0): a software for household forecasting. User's guide.** [200-] (Report, 1) SBIR Project “Demographic Tool and Database for

Household Forecasting”. Disponível em
<http://www.sabresys.com/whitepapers/report_no_1.pdf>. Acesso em: 08 ago. 2007.

ANEXO

Tabela A 1: Sobrevivência feminina, por idade simples, Belo Horizonte, 1991

(continua)

Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
0	18.026	681	0,0378	0,16	0,0366	100.000	3.659	96.921	7.228.605	72,29
1	17.669	50	0,0028	0,50	0,0028	96.341	271	96.205	7.131.684	74,03
2	19.369	21	0,0011	0,50	0,0011	96.069	102	96.018	7.035.479	73,23
3	19.378	17	0,0009	0,50	0,0009	95.967	82	95.926	6.939.460	72,31
4	19.758	12	0,0006	0,50	0,0006	95.885	59	95.856	6.843.534	71,37
5	19.254	8	0,0004	0,50	0,0004	95.826	42	95.805	6.747.679	70,42
6	18.890	9	0,0005	0,50	0,0005	95.784	44	95.762	6.651.874	69,45
7	19.931	8	0,0004	0,50	0,0004	95.741	37	95.722	6.556.111	68,48
8	21.228	7	0,0003	0,50	0,0003	95.703	32	95.687	6.460.389	67,50
9	21.341	7	0,0003	0,50	0,0003	95.672	33	95.655	6.364.702	66,53
10	21.952	7	0,0003	0,50	0,0003	95.638	30	95.624	6.269.047	65,55
11	21.491	7	0,0003	0,50	0,0003	95.609	33	95.592	6.173.423	64,57
12	21.256	8	0,0004	0,50	0,0004	95.576	35	95.558	6.077.831	63,59
13	21.125	9	0,0004	0,50	0,0004	95.541	42	95.520	5.982.273	62,61
14	20.133	10	0,0005	0,50	0,0005	95.499	47	95.475	5.886.753	61,64
15	19.164	7	0,0004	0,50	0,0004	95.452	36	95.434	5.791.277	60,67
16	18.965	14	0,0007	0,50	0,0007	95.416	70	95.381	5.695.843	59,69
17	20.308	12	0,0006	0,50	0,0006	95.346	57	95.317	5.600.463	58,74
18	21.461	12	0,0005	0,50	0,0005	95.288	51	95.262	5.505.146	57,77
19	20.942	14	0,0007	0,50	0,0007	95.237	63	95.205	5.409.883	56,80
20	21.674	15	0,0007	0,50	0,0007	95.174	67	95.141	5.314.678	55,84
21	20.256	15	0,0007	0,50	0,0007	95.107	70	95.072	5.219.537	54,88
22	20.754	15	0,0007	0,50	0,0007	95.037	68	95.003	5.124.465	53,92
23	20.685	14	0,0007	0,50	0,0007	94.969	62	94.938	5.029.462	52,96
24	20.873	18	0,0009	0,50	0,0009	94.907	82	94.866	4.934.524	51,99
25	21.738	19	0,0009	0,50	0,0009	94.825	83	94.783	4.839.659	51,04
26	21.280	19	0,0009	0,50	0,0009	94.742	85	94.699	4.744.875	50,08
27	20.834	23	0,0011	0,50	0,0011	94.657	106	94.603	4.650.176	49,13
28	21.226	25	0,0012	0,50	0,0012	94.550	110	94.496	4.555.572	48,18
29	20.263	24	0,0012	0,50	0,0012	94.441	111	94.385	4.461.077	47,24
30	19.820	30	0,0015	0,50	0,0015	94.330	142	94.259	4.366.691	46,29
31	18.679	31	0,0016	0,50	0,0016	94.188	154	94.111	4.272.432	45,36
32	18.825	34	0,0018	0,50	0,0018	94.034	172	93.948	4.178.321	44,43
33	17.835	29	0,0016	0,50	0,0016	93.862	154	93.786	4.084.373	43,51
34	18.310	30	0,0016	0,50	0,0016	93.709	153	93.632	3.990.587	42,58
35	17.181	37	0,0021	0,50	0,0021	93.555	200	93.455	3.896.955	41,65
36	16.458	36	0,0022	0,50	0,0022	93.355	205	93.253	3.803.499	40,74
37	15.796	33	0,0021	0,50	0,0021	93.150	196	93.052	3.710.247	39,83
38	15.077	32	0,0021	0,50	0,0021	92.955	198	92.855	3.617.194	38,91
39	14.182	37	0,0026	0,50	0,0026	92.756	243	92.635	3.524.339	38,00
40	14.037	38	0,0027	0,50	0,0027	92.513	250	92.388	3.431.704	37,09
41	13.090	44	0,0033	0,50	0,0033	92.263	307	92.110	3.339.316	36,19
42	12.664	35	0,0028	0,50	0,0028	91.956	257	91.828	3.247.206	35,31
43	12.329	42	0,0034	0,50	0,0034	91.700	310	91.545	3.155.378	34,41
44	11.460	41	0,0036	0,50	0,0036	91.389	328	91.225	3.063.833	33,53
45	11.304	44	0,0039	0,50	0,0039	91.061	357	90.883	2.972.608	32,64

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n - a_x) \cdot m_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1989 e 1993, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 1: Sobrevivência feminina, por idade simples, Belo Horizonte, 1991

(continua)

Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
46	10.304	40	0,0038	0,50	0,0038	90.704	348	90.530	2.881.725	31,77
47	9.769	46	0,0047	0,50	0,0047	90.356	428	90.142	2.791.195	30,89
48	9.921	47	0,0048	0,50	0,0047	89.928	427	89.715	2.701.052	30,04
49	9.369	49	0,0053	0,50	0,0053	89.501	471	89.266	2.611.337	29,18
50	8.500	63	0,0074	0,50	0,0074	89.031	655	88.703	2.522.071	28,33
51	8.378	59	0,0071	0,50	0,0071	88.375	624	88.063	2.433.368	27,53
52	8.691	56	0,0065	0,50	0,0064	87.751	566	87.468	2.345.305	26,73
53	7.844	63	0,0080	0,50	0,0080	87.185	695	86.838	2.257.837	25,90
54	7.237	61	0,0085	0,50	0,0084	86.490	731	86.125	2.170.999	25,10
55	7.765	65	0,0084	0,50	0,0084	85.759	719	85.400	2.084.874	24,31
56	7.527	64	0,0085	0,50	0,0084	85.040	718	84.681	1.999.474	23,51
57	6.963	67	0,0096	0,50	0,0096	84.322	807	83.919	1.914.793	22,71
58	6.346	70	0,0111	0,50	0,0110	83.515	919	83.056	1.830.874	21,92
59	6.693	77	0,0116	0,50	0,0115	82.596	950	82.121	1.747.819	21,16
60	7.184	81	0,0113	0,50	0,0112	81.646	918	81.188	1.665.698	20,40
61	6.465	73	0,0113	0,50	0,0112	80.729	906	80.276	1.584.510	19,63
62	5.656	83	0,0147	0,50	0,0146	79.822	1.163	79.241	1.504.234	18,84
63	5.727	86	0,0150	0,50	0,0149	78.660	1.172	78.073	1.424.994	18,12
64	5.506	93	0,0169	0,50	0,0168	77.487	1.301	76.837	1.346.920	17,38
65	5.021	90	0,0179	0,50	0,0177	76.187	1.350	75.511	1.270.083	16,67
66	4.334	94	0,0217	0,50	0,0215	74.836	1.609	74.032	1.194.572	15,96
67	4.151	91	0,0219	0,50	0,0217	73.227	1.588	72.433	1.120.541	15,30
68	3.936	97	0,0246	0,50	0,0243	71.639	1.740	70.769	1.048.107	14,63
69	3.629	98	0,0269	0,50	0,0265	69.899	1.855	68.971	977.338	13,98
70	3.376	95	0,0282	0,50	0,0278	68.044	1.892	67.098	908.367	13,35
71	3.319	104	0,0312	0,50	0,0307	66.152	2.033	65.135	841.269	12,72
72	3.030	101	0,0333	0,50	0,0327	64.118	2.098	63.069	776.135	12,10
73	2.575	112	0,0433	0,50	0,0424	62.020	2.630	60.705	713.065	11,50
74	2.914	107	0,0369	0,50	0,0362	59.390	2.150	58.315	652.360	10,98
75	2.736	120	0,0439	0,50	0,0430	57.240	2.461	56.010	594.045	10,38
76	2.307	118	0,0511	0,50	0,0498	54.779	2.728	53.415	538.036	9,82
77	2.281	112	0,0489	0,50	0,0478	52.052	2.486	50.809	484.620	9,31
78	2.299	119	0,0518	0,50	0,0504	49.566	2.500	48.315	433.812	8,75
79	1.730	122	0,0704	0,50	0,0680	47.065	3.201	45.465	385.496	8,19
80	1.644	109	0,0665	0,50	0,0644	43.864	2.825	42.452	340.031	7,75
81	1.474	110	0,0746	0,50	0,0719	41.039	2.953	39.563	297.580	7,25
82	1.030	110	0,1066	0,50	0,1012	38.087	3.856	36.159	258.017	6,77
83	1.133	105	0,0931	0,50	0,0889	34.231	3.044	32.709	221.858	6,48
84	991	100	0,1013	0,50	0,0964	31.187	3.006	29.684	189.149	6,06
85	753	95	0,1267	0,50	0,1192	28.181	3.358	26.502	159.464	5,66
86	789	88	0,1120	0,50	0,1061	24.823	2.634	23.506	132.962	5,36
87	579	79	0,1364	0,50	0,1277	22.190	2.834	20.772	109.456	4,93
88	321	75	0,2327	0,50	0,2084	19.355	4.034	17.338	88.683	4,58
89	424	69	0,1631	0,50	0,1508	15.321	2.310	14.166	71.345	4,66
90	357	55	0,1528	0,50	0,1419	13.011	1.847	12.088	57.179	4,39
91	289	50	0,1730	0,50	0,1592	11.165	1.777	10.276	45.091	4,04
92	88	39	0,4377	0,50	0,3591	9.387	3.371	7.702	34.815	3,71
93	128	35	0,2735	0,50	0,2406	6.017	1.448	5.293	27.113	4,51
94	99	25	0,2558	0,50	0,2268	4.569	1.036	4.051	21.820	4,78
95	58	19	0,3296	0,50	0,2829	3.533	1.000	3.033	17.769	5,03

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n - a_x) \cdot m_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1989 e 1993, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 1: Sobrevivência feminina, por idade simples, Belo Horizonte, 1991

										(fim)
Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
96	53	15	0,2931	0,50	0,2556	2.533	648	2.210	14.736	5,82
97	35	10	0,2828	0,50	0,2478	1.886	467	1.652	12.527	6,64
98	39	6	0,1644	0,50	0,1519	1.419	215	1.311	10.874	7,67
99	26	6	0,2256	0,50	0,2027	1.203	244	1.081	9.564	7,95
100+	170	19	0,1131	-	1	959	959	8.483	8.483	8,84

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n-1) \cdot a_x \cdot m_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1989 e 1993, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 2: Sobrevivência masculina, por idade simples, Belo Horizonte, 1991

(continua)

Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
0	19.562	903	0,0462	0,17	0,0444	100.000	4.445	96.306	6.365.650	63,66
1	18.703	58	0,0031	0,50	0,0031	95.555	298	95.406	6.269.344	65,61
2	19.777	25	0,0013	0,50	0,0013	95.257	122	95.196	6.173.937	64,81
3	19.623	19	0,0009	0,50	0,0009	95.135	90	95.090	6.078.741	63,90
4	19.472	14	0,0007	0,50	0,0007	95.045	69	95.010	5.983.651	62,96
5	19.388	12	0,0006	0,50	0,0006	94.976	57	94.947	5.888.640	62,00
6	18.957	9	0,0005	0,50	0,0005	94.919	45	94.896	5.793.693	61,04
7	19.817	10	0,0005	0,50	0,0005	94.874	49	94.850	5.698.797	60,07
8	21.347	9	0,0004	0,50	0,0004	94.825	42	94.804	5.603.947	59,10
9	22.508	13	0,0006	0,50	0,0006	94.783	56	94.755	5.509.143	58,12
10	22.519	14	0,0006	0,50	0,0006	94.727	60	94.697	5.414.388	57,16
11	22.608	13	0,0006	0,50	0,0006	94.667	55	94.640	5.319.691	56,19
12	20.381	12	0,0006	0,50	0,0006	94.612	54	94.585	5.225.051	55,23
13	20.268	16	0,0008	0,50	0,0008	94.558	74	94.521	5.130.466	54,26
14	19.964	16	0,0008	0,50	0,0008	94.484	76	94.447	5.035.945	53,30
15	18.902	22	0,0012	0,50	0,0012	94.409	110	94.354	4.941.498	52,34
16	17.979	25	0,0014	0,50	0,0014	94.299	133	94.232	4.847.144	51,40
17	17.825	28	0,0016	0,50	0,0016	94.166	147	94.092	4.752.912	50,47
18	19.150	35	0,0018	0,50	0,0018	94.019	170	93.934	4.658.819	49,55
19	19.059	38	0,0020	0,50	0,0020	93.849	187	93.756	4.564.885	48,64
20	19.928	39	0,0020	0,50	0,0020	93.662	184	93.570	4.471.129	47,74
21	19.984	44	0,0022	0,50	0,0022	93.478	205	93.376	4.377.559	46,83
22	18.407	42	0,0023	0,50	0,0023	93.274	212	93.168	4.284.183	45,93
23	18.851	46	0,0024	0,50	0,0024	93.062	226	92.949	4.191.015	45,03
24	19.523	51	0,0026	0,50	0,0026	92.836	244	92.714	4.098.066	44,14
25	18.599	55	0,0030	0,50	0,0030	92.592	273	92.456	4.005.351	43,26
26	19.268	57	0,0030	0,50	0,0030	92.319	274	92.182	3.912.896	42,38
27	19.991	61	0,0030	0,50	0,0030	92.045	279	91.906	3.820.714	41,51
28	18.139	57	0,0032	0,50	0,0031	91.767	289	91.622	3.728.808	40,63
29	17.480	62	0,0036	0,50	0,0036	91.478	325	91.315	3.637.186	39,76
30	17.885	69	0,0039	0,50	0,0039	91.153	353	90.976	3.545.871	38,90
31	17.036	66	0,0039	0,50	0,0039	90.800	350	90.625	3.454.894	38,05
32	16.544	68	0,0041	0,50	0,0041	90.450	372	90.264	3.364.270	37,19
33	17.168	69	0,0040	0,50	0,0040	90.078	363	89.896	3.274.006	36,35
34	15.332	69	0,0045	0,50	0,0045	89.714	401	89.514	3.184.110	35,49
35	15.279	73	0,0048	0,50	0,0048	89.314	426	89.101	3.094.596	34,65
36	14.310	71	0,0050	0,50	0,0050	88.888	441	88.667	3.005.496	33,81
37	13.851	68	0,0049	0,50	0,0049	88.447	436	88.229	2.916.828	32,98
38	12.164	73	0,0060	0,50	0,0060	88.011	528	87.747	2.828.599	32,14
39	11.991	71	0,0060	0,50	0,0059	87.483	519	87.223	2.740.852	31,33
40	11.999	74	0,0061	0,50	0,0061	86.964	532	86.698	2.653.629	30,51
41	11.168	72	0,0064	0,50	0,0064	86.432	554	86.155	2.566.931	29,70
42	11.351	74	0,0065	0,50	0,0065	85.878	557	85.600	2.480.776	28,89
43	10.284	71	0,0069	0,50	0,0068	85.321	584	85.030	2.395.177	28,07
44	9.814	73	0,0074	0,50	0,0074	84.738	626	84.425	2.310.147	27,26
45	9.207	82	0,0089	0,50	0,0089	84.111	748	83.738	2.225.722	26,46

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n - a_x) \cdot m_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1989 e 1993, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 2: Sobrevivência masculina, por idade simples, Belo Horizonte, 1991

(continua)

Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
46	8.657	71	0,0082	0,50	0,0082	83.364	685	83.021	2.141.985	25,69
47	7.548	74	0,0098	0,50	0,0098	82.679	809	82.275	2.058.963	24,90
48	8.011	81	0,0101	0,50	0,0100	81.870	820	81.461	1.976.689	24,14
49	7.745	86	0,0111	0,50	0,0110	81.051	891	80.605	1.895.228	23,38
50	7.441	97	0,0130	0,50	0,0130	80.160	1.038	79.641	1.814.623	22,64
51	7.579	90	0,0119	0,50	0,0118	79.122	934	78.655	1.734.982	21,93
52	6.999	92	0,0132	0,50	0,0131	78.188	1.023	77.676	1.656.327	21,18
53	6.508	107	0,0164	0,50	0,0163	77.164	1.258	76.535	1.578.651	20,46
54	6.124	110	0,0180	0,50	0,0179	75.906	1.356	75.228	1.502.116	19,79
55	6.052	110	0,0181	0,50	0,0180	74.550	1.340	73.880	1.426.888	19,14
56	6.183	103	0,0167	0,50	0,0166	73.210	1.214	72.603	1.353.008	18,48
57	5.496	119	0,0217	0,50	0,0214	71.995	1.542	71.224	1.280.405	17,78
58	5.074	112	0,0221	0,50	0,0219	70.453	1.541	69.683	1.209.181	17,16
59	4.944	116	0,0234	0,50	0,0231	68.913	1.593	68.116	1.139.498	16,54
60	4.851	123	0,0253	0,50	0,0250	67.320	1.680	66.480	1.071.382	15,91
61	4.770	112	0,0235	0,50	0,0232	65.640	1.526	64.877	1.004.902	15,31
62	3.714	116	0,0312	0,50	0,0308	64.114	1.972	63.128	940.025	14,66
63	4.427	125	0,0282	0,50	0,0278	62.142	1.727	61.279	876.897	14,11
64	3.911	125	0,0319	0,50	0,0314	60.415	1.894	59.468	815.619	13,50
65	3.514	123	0,0351	0,50	0,0345	58.520	2.020	57.511	756.151	12,92
66	3.302	123	0,0374	0,50	0,0367	56.501	2.073	55.465	698.640	12,37
67	2.585	121	0,0468	0,50	0,0457	54.428	2.490	53.184	643.176	11,82
68	2.522	125	0,0494	0,50	0,0482	51.939	2.504	50.687	589.992	11,36
69	2.393	113	0,0471	0,50	0,0460	49.435	2.273	48.298	539.305	10,91
70	1.941	109	0,0564	0,50	0,0548	47.162	2.585	45.869	491.007	10,41
71	2.274	111	0,0490	0,50	0,0478	44.576	2.132	43.510	445.138	9,99
72	1.839	114	0,0621	0,50	0,0602	42.444	2.556	41.166	401.627	9,46
73	1.902	116	0,0611	0,50	0,0593	39.888	2.365	38.706	360.461	9,04
74	1.502	109	0,0727	0,50	0,0701	37.523	2.632	36.207	321.755	8,57
75	1.784	113	0,0636	0,50	0,0617	34.891	2.151	33.816	285.548	8,18
76	1.496	111	0,0742	0,50	0,0715	32.740	2.341	31.569	251.732	7,69
77	1.267	107	0,0847	0,50	0,0813	30.399	2.470	29.164	220.163	7,24
78	1.096	103	0,0936	0,50	0,0894	27.929	2.496	26.681	191.000	6,84
79	984	97	0,0983	0,50	0,0937	25.433	2.382	24.241	164.319	6,46
80	833	92	0,1100	0,50	0,1042	23.050	2.403	21.849	140.078	6,08
81	643	87	0,1357	0,50	0,1270	20.647	2.623	19.336	118.229	5,73
82	511	82	0,1599	0,50	0,1480	18.024	2.668	16.690	98.893	5,49
83	438	75	0,1716	0,50	0,1581	15.356	2.427	14.142	82.203	5,35
84	422	67	0,1596	0,50	0,1478	12.928	1.911	11.973	68.061	5,26
85	402	59	0,1470	0,50	0,1369	11.017	1.508	10.263	56.088	5,09
86	343	52	0,1502	0,50	0,1397	9.509	1.328	8.845	45.825	4,82
87	292	45	0,1538	0,50	0,1429	8.181	1.169	7.596	36.980	4,52
88	247	39	0,1580	0,50	0,1464	7.012	1.027	6.499	29.384	4,19
89	211	34	0,1624	0,50	0,1502	5.986	899	5.536	22.885	3,82
90	164	28	0,1724	0,50	0,1587	5.086	807	4.683	17.349	3,41
91	112	22	0,1934	0,50	0,1763	4.279	755	3.902	12.666	2,96
92	76	17	0,2218	0,50	0,1997	3.525	704	3.173	8.764	2,49
93	55	14	0,2489	0,50	0,2213	2.821	624	2.509	5.592	1,98
94	49	12	0,2471	0,50	0,2200	2.196	483	1.955	3.083	1,40
95	5	9	1,7546	0,50	0,9346	1.713	1.601	913	1.128	0,66

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n - a_x) \cdot m_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1989 e 1993, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 2: Sobrevivência masculina, por idade simples, Belo Horizonte, 1991

										(fim)
Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
96	7	6	0,8444	0,50	0,5937	112	66	79	215	1,92
97	9	3	0,3764	0,50	0,3168	45	14	38	137	3,01
98	13	3	0,2297	0,50	0,2060	31	6	28	98	3,17
99	18	4	0,2332	0,50	0,2089	25	5	22	71	2,86
100+	8	3	0,4029		1	20	20	48	48	2,48

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n-1) \cdot a_x \cdot m_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1989 e 1993, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 3: Sobrevivência feminina, por idade simples, Belo Horizonte, 2000

(continua)

Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
0	17.371	302	0,0174	0,10	0,0171	100.000	1.711	98.463	7.700.871	77,01
1	17.813	25	0,0014	0,50	0,0014	98.289	136	98.221	7.602.408	77,35
2	17.656	12	0,0007	0,50	0,0007	98.154	66	98.121	7.504.187	76,45
3	17.174	8	0,0004	0,50	0,0004	98.088	43	98.066	7.406.066	75,50
4	17.849	5	0,0003	0,50	0,0003	98.045	29	98.030	7.307.999	74,54
5	18.607	8	0,0004	0,50	0,0004	98.016	42	97.995	7.209.969	73,56
6	17.075	6	0,0004	0,50	0,0004	97.974	36	97.956	7.111.974	72,59
7	17.353	4	0,0003	0,50	0,0003	97.938	25	97.926	7.014.018	71,62
8	16.954	3	0,0002	0,50	0,0002	97.914	18	97.904	6.916.092	70,63
9	16.872	4	0,0002	0,50	0,0002	97.895	21	97.885	6.818.187	69,65
10	17.985	5	0,0003	0,50	0,0003	97.874	29	97.860	6.720.302	68,66
11	18.540	4	0,0002	0,50	0,0002	97.845	19	97.835	6.622.443	67,68
12	18.977	5	0,0003	0,50	0,0003	97.826	28	97.812	6.524.608	66,70
13	20.042	6	0,0003	0,50	0,0003	97.798	31	97.782	6.426.796	65,71
14	19.141	7	0,0003	0,50	0,0003	97.767	34	97.750	6.329.013	64,74
15	19.282	10	0,0005	0,50	0,0005	97.733	49	97.709	6.231.263	63,76
16	21.320	11	0,0005	0,50	0,0005	97.684	50	97.659	6.133.554	62,79
17	22.910	10	0,0004	0,50	0,0004	97.634	42	97.613	6.035.895	61,82
18	24.084	11	0,0005	0,50	0,0005	97.592	46	97.569	5.938.282	60,85
19	25.597	13	0,0005	0,50	0,0005	97.546	51	97.521	5.840.713	59,88
20	25.826	14	0,0005	0,50	0,0005	97.495	53	97.469	5.743.192	58,91
21	24.303	12	0,0005	0,50	0,0005	97.442	46	97.419	5.645.724	57,94
22	24.305	14	0,0006	0,50	0,0006	97.396	54	97.369	5.548.305	56,97
23	23.255	12	0,0005	0,50	0,0005	97.341	49	97.317	5.450.936	56,00
24	22.060	13	0,0006	0,50	0,0006	97.293	58	97.264	5.353.619	55,03
25	21.785	15	0,0007	0,50	0,0007	97.235	65	97.202	5.256.355	54,06
26	20.164	14	0,0007	0,50	0,0007	97.169	66	97.137	5.159.153	53,09
27	20.552	14	0,0007	0,50	0,0007	97.104	68	97.070	5.062.017	52,13
28	20.003	15	0,0008	0,50	0,0008	97.036	75	96.999	4.964.947	51,17
29	20.497	16	0,0008	0,50	0,0008	96.961	74	96.924	4.867.948	50,21
30	18.882	16	0,0008	0,50	0,0008	96.887	82	96.846	4.771.024	49,24
31	18.746	20	0,0011	0,50	0,0011	96.805	104	96.753	4.674.178	48,28
32	19.416	23	0,0012	0,50	0,0012	96.701	116	96.643	4.577.425	47,34
33	19.905	26	0,0013	0,50	0,0013	96.585	126	96.522	4.480.782	46,39
34	19.668	27	0,0014	0,50	0,0014	96.459	132	96.392	4.384.260	45,45
35	20.077	27	0,0013	0,50	0,0013	96.326	129	96.261	4.287.868	44,51
36	20.264	34	0,0017	0,50	0,0017	96.197	162	96.116	4.191.606	43,57
37	18.901	28	0,0015	0,50	0,0015	96.035	143	95.963	4.095.491	42,65
38	18.327	40	0,0022	0,50	0,0022	95.891	210	95.786	3.999.528	41,71
39	18.148	39	0,0021	0,50	0,0021	95.681	203	95.580	3.903.742	40,80
40	18.716	36	0,0019	0,50	0,0019	95.478	184	95.386	3.808.162	39,89
41	17.357	44	0,0025	0,50	0,0025	95.293	241	95.173	3.712.776	38,96
42	17.385	42	0,0024	0,50	0,0024	95.052	229	94.938	3.617.603	38,06
43	16.120	45	0,0028	0,50	0,0028	94.823	263	94.691	3.522.666	37,15
44	16.364	47	0,0029	0,50	0,0029	94.560	274	94.423	3.427.975	36,25
45	15.204	41	0,0027	0,50	0,0027	94.286	255	94.159	3.333.552	35,36

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n - a_x) \cdot m_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1998 e 2002, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 3: Sobrevivência feminina, por idade simples, Belo Horizonte, 2000

(continua)

Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
46	15.229	46	0,0030	0,50	0,0030	94.031	281	93.890	3.239.393	34,45
47	13.996	46	0,0033	0,50	0,0033	93.750	309	93.595	3.145.503	33,55
48	13.641	45	0,0033	0,50	0,0033	93.441	310	93.286	3.051.907	32,66
49	13.244	56	0,0042	0,50	0,0042	93.130	394	92.933	2.958.621	31,77
50	12.684	55	0,0044	0,50	0,0044	92.736	404	92.534	2.865.688	30,90
51	11.560	56	0,0048	0,50	0,0048	92.332	443	92.110	2.773.154	30,03
52	12.263	52	0,0043	0,50	0,0043	91.889	392	91.693	2.681.044	29,18
53	10.938	58	0,0053	0,50	0,0053	91.497	484	91.255	2.589.351	28,30
54	10.114	62	0,0061	0,50	0,0061	91.013	553	90.737	2.498.095	27,45
55	9.833	61	0,0062	0,50	0,0061	90.461	556	90.183	2.407.359	26,61
56	9.363	59	0,0063	0,50	0,0063	89.905	569	89.621	2.317.176	25,77
57	8.058	64	0,0080	0,50	0,0079	89.336	709	88.982	2.227.555	24,93
58	8.551	67	0,0078	0,50	0,0078	88.627	690	88.282	2.138.574	24,13
59	7.992	71	0,0089	0,50	0,0088	87.938	776	87.550	2.050.291	23,32
60	8.569	69	0,0081	0,50	0,0080	87.162	701	86.811	1.962.741	22,52
61	7.496	80	0,0106	0,50	0,0106	86.461	913	86.004	1.875.930	21,70
62	7.248	86	0,0119	0,50	0,0118	85.548	1.009	85.043	1.789.926	20,92
63	6.679	85	0,0127	0,50	0,0126	84.539	1.069	84.004	1.704.883	20,17
64	7.240	91	0,0126	0,50	0,0125	83.469	1.045	82.947	1.620.879	19,42
65	6.895	93	0,0134	0,50	0,0133	82.425	1.100	81.875	1.537.932	18,66
66	6.143	99	0,0161	0,50	0,0159	81.325	1.295	80.677	1.456.057	17,90
67	5.731	104	0,0182	0,50	0,0180	80.030	1.442	79.309	1.375.379	17,19
68	5.501	105	0,0192	0,50	0,0190	78.588	1.492	77.842	1.296.070	16,49
69	5.292	114	0,0216	0,50	0,0213	77.097	1.646	76.274	1.218.228	15,80
70	5.580	119	0,0213	0,50	0,0211	75.451	1.589	74.656	1.141.954	15,14
71	5.001	114	0,0227	0,50	0,0225	73.861	1.659	73.032	1.067.298	14,45
72	4.998	120	0,0239	0,50	0,0236	72.202	1.707	71.349	994.266	13,77
73	4.576	131	0,0286	0,50	0,0282	70.495	1.990	69.500	922.918	13,09
74	3.972	111	0,0279	0,50	0,0276	68.505	1.888	67.561	853.418	12,46
75	3.846	128	0,0332	0,50	0,0327	66.617	2.178	65.528	785.857	11,80
76	3.449	120	0,0347	0,50	0,0341	64.439	2.200	63.339	720.328	11,18
77	2.953	122	0,0413	0,50	0,0404	62.239	2.516	60.981	656.989	10,56
78	2.637	122	0,0463	0,50	0,0453	59.724	2.705	58.371	596.008	9,98
79	2.573	124	0,0481	0,50	0,0470	57.019	2.679	55.680	537.636	9,43
80	2.296	126	0,0548	0,50	0,0533	54.340	2.898	52.891	481.957	8,87
81	1.758	127	0,0720	0,50	0,0695	51.442	3.575	49.655	429.065	8,34
82	2.048	142	0,0692	0,50	0,0668	47.867	3.200	46.268	379.410	7,93
83	1.724	150	0,0870	0,50	0,0834	44.668	3.724	42.806	333.143	7,46
84	1.385	133	0,0962	0,50	0,0918	40.944	3.757	39.065	290.337	7,09
85	1.301	129	0,0991	0,50	0,0944	37.187	3.512	35.431	251.271	6,76
86	1.269	122	0,0958	0,50	0,0914	33.675	3.079	32.136	215.840	6,41
87	1.061	112	0,1054	0,50	0,1001	30.596	3.063	29.064	183.705	6,00
88	1.060	111	0,1045	0,50	0,0993	27.533	2.735	26.165	154.640	5,62
89	838	100	0,1191	0,50	0,1124	24.798	2.787	23.405	128.475	5,18
90	660	94	0,1429	0,50	0,1334	22.011	2.936	20.543	105.070	4,77
91	341	79	0,2313	0,50	0,2074	19.075	3.955	17.097	84.527	4,43
92	286	70	0,2462	0,50	0,2192	15.120	3.315	13.462	67.430	4,46
93	243	60	0,2480	0,50	0,2206	11.805	2.605	10.502	53.968	4,57
94	258	45	0,1729	0,50	0,1591	9.200	1.464	8.468	43.465	4,72
95	180	45	0,2502	0,50	0,2224	7.736	1.721	6.876	34.997	4,52

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n-1) \cdot a_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1998 e 2002, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 3: Sobrevivência feminina, por idade simples, Belo Horizonte, 2000

(fim)										
Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
96	81	28	0,3498	0,50	0,2978	6.015	1.791	5.120	28.121	4,67
97	141	25	0,1785	0,50	0,1638	4.224	692	3.878	23.002	5,45
98	45	17	0,3653	0,50	0,3089	3.532	1.091	2.987	19.123	5,41
99	25	15	0,5825	0,50	0,4511	2.441	1.101	1.890	16.137	6,61
100+	255	24	0,0941		1	1.340	1.340	14.246	14.246	10,63

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n - a_x) \cdot a_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1998 e 2002, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 4: Sobrevivência masculina, por idade simples, Belo Horizonte, 2000

(continua)

Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
0	17.770	343	0,0193	0,10	0,0190	100.000	1.897	98.287	6.883.672	68,84
1	18.785	30	0,0016	0,50	0,0016	98.103	157	98.025	6.785.386	69,17
2	18.003	14	0,0008	0,50	0,0008	97.946	75	97.909	6.687.361	68,28
3	18.571	11	0,0006	0,50	0,0006	97.871	58	97.842	6.589.452	67,33
4	17.467	5	0,0003	0,50	0,0003	97.813	30	97.798	6.491.610	66,37
5	18.446	7	0,0004	0,50	0,0004	97.783	39	97.763	6.393.812	65,39
6	17.922	7	0,0004	0,50	0,0004	97.744	37	97.725	6.296.048	64,41
7	16.920	7	0,0004	0,50	0,0004	97.707	43	97.685	6.198.323	63,44
8	17.461	5	0,0003	0,50	0,0003	97.664	29	97.650	6.100.637	62,47
9	17.747	7	0,0004	0,50	0,0004	97.635	37	97.616	6.002.988	61,48
10	18.818	6	0,0003	0,50	0,0003	97.598	30	97.583	5.905.371	60,51
11	19.227	9	0,0005	0,50	0,0005	97.568	48	97.544	5.807.789	59,53
12	19.977	8	0,0004	0,50	0,0004	97.520	38	97.501	5.710.245	58,55
13	18.562	10	0,0005	0,50	0,0005	97.482	54	97.455	5.612.744	57,58
14	18.964	15	0,0008	0,50	0,0008	97.428	76	97.390	5.515.289	56,61
15	19.022	19	0,0010	0,50	0,0010	97.352	97	97.304	5.417.899	55,65
16	20.222	28	0,0014	0,50	0,0014	97.255	133	97.189	5.320.596	54,71
17	22.743	42	0,0018	0,50	0,0018	97.122	178	97.033	5.223.407	53,78
18	22.667	51	0,0022	0,50	0,0022	96.944	217	96.836	5.126.374	52,88
19	23.793	61	0,0026	0,50	0,0026	96.727	249	96.602	5.029.538	52,00
20	24.019	61	0,0025	0,50	0,0025	96.478	243	96.356	4.932.936	51,13
21	23.400	61	0,0026	0,50	0,0026	96.235	249	96.110	4.836.580	50,26
22	23.258	59	0,0025	0,50	0,0025	95.986	244	95.864	4.740.470	49,39
23	21.024	64	0,0030	0,50	0,0030	95.742	289	95.597	4.644.606	48,51
24	20.183	54	0,0027	0,50	0,0027	95.452	255	95.325	4.549.009	47,66
25	20.263	54	0,0027	0,50	0,0027	95.197	253	95.071	4.453.684	46,78
26	19.290	59	0,0031	0,50	0,0031	94.944	292	94.798	4.358.613	45,91
27	18.520	53	0,0029	0,50	0,0029	94.652	270	94.517	4.263.815	45,05
28	18.714	57	0,0030	0,50	0,0030	94.382	287	94.238	4.169.298	44,17
29	18.221	53	0,0029	0,50	0,0029	94.095	272	93.959	4.075.060	43,31
30	18.552	58	0,0031	0,50	0,0031	93.822	291	93.677	3.981.101	42,43
31	17.095	50	0,0029	0,50	0,0029	93.532	274	93.394	3.887.424	41,56
32	17.452	56	0,0032	0,50	0,0032	93.257	300	93.107	3.794.030	40,68
33	17.351	58	0,0034	0,50	0,0033	92.957	311	92.802	3.700.922	39,81
34	16.681	61	0,0037	0,50	0,0037	92.646	339	92.477	3.608.121	38,95
35	17.820	61	0,0034	0,50	0,0034	92.307	313	92.150	3.515.644	38,09
36	16.910	59	0,0035	0,50	0,0035	91.994	319	91.834	3.423.494	37,21
37	17.156	64	0,0037	0,50	0,0037	91.674	340	91.504	3.331.660	36,34
38	16.581	71	0,0043	0,50	0,0042	91.334	388	91.140	3.240.156	35,48
39	15.450	76	0,0049	0,50	0,0049	90.946	446	90.723	3.149.016	34,63
40	16.299	75	0,0046	0,50	0,0046	90.500	418	90.291	3.058.293	33,79
41	15.065	77	0,0051	0,50	0,0051	90.082	457	89.853	2.968.003	32,95
42	14.883	77	0,0051	0,50	0,0051	89.625	460	89.395	2.878.149	32,11
43	14.019	77	0,0055	0,50	0,0055	89.165	487	88.921	2.788.754	31,28
44	13.267	80	0,0060	0,50	0,0060	88.678	530	88.413	2.699.833	30,45
45	13.307	77	0,0058	0,50	0,0058	88.147	507	87.894	2.611.420	29,63

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n - a_x) \cdot m_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1998 e 2002, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 4: Sobrevivência masculina, por idade simples, Belo Horizonte, 2000

(continua)

Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
46	12.150	83	0,0069	0,50	0,0068	87.640	600	87.340	2.523.526	28,79
47	10.989	88	0,0080	0,50	0,0080	87.041	697	86.692	2.436.186	27,99
48	11.533	86	0,0074	0,50	0,0074	86.343	640	86.023	2.349.494	27,21
49	10.816	81	0,0075	0,50	0,0074	85.703	638	85.384	2.263.471	26,41
50	10.397	87	0,0084	0,50	0,0083	85.065	709	84.711	2.178.087	25,60
51	9.213	91	0,0098	0,50	0,0098	84.356	826	83.944	2.093.376	24,82
52	10.038	86	0,0086	0,50	0,0086	83.531	716	83.173	2.009.432	24,06
53	8.804	96	0,0109	0,50	0,0108	82.815	896	82.367	1.926.259	23,26
54	8.063	100	0,0125	0,50	0,0124	81.919	1.014	81.412	1.843.892	22,51
55	8.119	96	0,0118	0,50	0,0118	80.905	953	80.429	1.762.481	21,78
56	7.311	91	0,0125	0,50	0,0124	79.952	993	79.455	1.682.052	21,04
57	7.385	98	0,0133	0,50	0,0132	78.959	1.045	78.436	1.602.597	20,30
58	6.715	103	0,0153	0,50	0,0152	77.914	1.184	77.322	1.524.160	19,56
59	6.440	107	0,0166	0,50	0,0164	76.730	1.262	76.099	1.446.839	18,86
60	6.330	112	0,0178	0,50	0,0176	75.468	1.328	74.804	1.370.740	18,16
61	5.582	117	0,0209	0,50	0,0207	74.140	1.533	73.373	1.295.936	17,48
62	5.553	106	0,0192	0,50	0,0190	72.607	1.378	71.918	1.222.562	16,84
63	5.370	121	0,0225	0,50	0,0223	71.229	1.587	70.436	1.150.644	16,15
64	5.267	114	0,0217	0,50	0,0215	69.642	1.494	68.895	1.080.209	15,51
65	4.723	120	0,0254	0,50	0,0250	68.148	1.707	67.295	1.011.313	14,84
66	4.504	132	0,0294	0,50	0,0289	66.441	1.922	65.480	944.019	14,21
67	4.145	130	0,0314	0,50	0,0309	64.519	1.995	63.522	878.538	13,62
68	3.832	136	0,0354	0,50	0,0348	62.524	2.174	61.437	815.017	13,04
69	3.798	130	0,0342	0,50	0,0336	60.350	2.028	59.336	753.580	12,49
70	3.523	138	0,0391	0,50	0,0383	58.322	2.235	57.205	694.244	11,90
71	3.108	136	0,0436	0,50	0,0427	56.087	2.395	54.890	637.039	11,36
72	2.899	136	0,0468	0,50	0,0458	53.692	2.457	52.464	582.150	10,84
73	2.899	131	0,0451	0,50	0,0441	51.235	2.260	50.105	529.686	10,34
74	2.604	125	0,0481	0,50	0,0469	48.975	2.299	47.825	479.581	9,79
75	2.150	127	0,0591	0,50	0,0574	46.675	2.678	45.336	431.756	9,25
76	1.916	115	0,0600	0,50	0,0583	43.997	2.564	42.715	386.419	8,78
77	1.712	114	0,0668	0,50	0,0646	41.433	2.678	40.094	343.704	8,30
78	1.540	107	0,0693	0,50	0,0670	38.755	2.597	37.456	303.610	7,83
79	1.400	106	0,0756	0,50	0,0728	36.158	2.634	34.841	266.154	7,36
80	1.238	100	0,0805	0,50	0,0773	33.524	2.593	32.228	231.312	6,90
81	1.055	100	0,0949	0,50	0,0906	30.931	2.804	29.529	199.085	6,44
82	904	94	0,1042	0,50	0,0990	28.128	2.786	26.735	169.555	6,03
83	784	97	0,1232	0,50	0,1161	25.342	2.941	23.871	142.820	5,64
84	695	84	0,1202	0,50	0,1134	22.401	2.540	21.130	118.949	5,31
85	584	80	0,1364	0,50	0,1277	19.860	2.536	18.593	97.819	4,93
86	451	75	0,1667	0,50	0,1539	17.325	2.666	15.992	79.226	4,57
87	353	63	0,1790	0,50	0,1643	14.659	2.409	13.454	63.234	4,31
88	289	54	0,1866	0,50	0,1707	12.250	2.091	11.205	49.780	4,06
89	260	49	0,1898	0,50	0,1733	10.159	1.761	9.279	38.575	3,80
90	218	41	0,1895	0,50	0,1731	8.398	1.454	7.672	29.297	3,49
91	154	29	0,1888	0,50	0,1725	6.945	1.198	6.346	21.625	3,11
92	108	30	0,2762	0,50	0,2427	5.746	1.395	5.049	15.279	2,66
93	81	26	0,3218	0,50	0,2772	4.352	1.206	3.749	10.230	2,35
94	74	20	0,2724	0,50	0,2398	3.146	754	2.769	6.481	2,06
95	14	15	1,1089	0,50	0,7134	2.391	1.706	1.538	3.713	1,55

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n - n \cdot a_x) \cdot m_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1998 e 2002, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 4: Sobrevivência masculina, por idade simples, Belo Horizonte, 2000

										(fim)
Idade	Pessoas	Óbitos	M(x)	a(x) ¹	q(x) ²	l(x)	d(x)	L(x)	T(x)	e(x)
96	17	12	0,6904	0,50	0,5132	685	352	510	2.174	3,17
97	24	10	0,4085	0,50	0,3392	334	113	277	1.665	4,99
98	33	7	0,1993	0,50	0,1812	220	40	200	1.388	6,29
99	46	4	0,0914	0,50	0,0874	181	16	173	1.187	6,58
100+	42	7	0,1623		1	165	165	1.015	1.015	6,16

1) Valor de ${}_1a_0$ obtido segundo fórmula sugerida por Preston, Heuveline & Guillot (2001, p. 48). 2) ${}_nq_x = n \cdot m_x / [1 + (n-1) \cdot a_x \cdot m_x]$, sendo que ${}_{\infty}q_{100+} = 1$ (Preston, Heuveline & Guillot, 2001, p. 47).

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS (<http://www.datasus.gov.br>), entre 1998 e 2002, e população estimada para 1º de julho, com base no Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 5: Probabilidade de sobrevivência, Belo Horizonte, 1991 e 2000

(continua)

Idade (anos)	Feminina - 1991	Masculina - 1991	Feminina - 2000	Masculina - 2000
0	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000
1	0,96341	0,95555	0,98289	0,98103
2	0,96069	0,95257	0,98154	0,97946
3	0,95967	0,95135	0,98088	0,97871
4	0,95885	0,95045	0,98045	0,97813
5	0,95826	0,94976	0,98016	0,97783
6	0,95784	0,94919	0,97974	0,97744
7	0,95741	0,94874	0,97938	0,97707
8	0,95703	0,94825	0,97914	0,97664
9	0,95672	0,94783	0,97895	0,97635
10	0,95638	0,94727	0,97874	0,97598
11	0,95609	0,94667	0,97845	0,97568
12	0,95576	0,94612	0,97826	0,97520
13	0,95541	0,94558	0,97798	0,97482
14	0,95499	0,94484	0,97767	0,97428
15	0,95452	0,94409	0,97733	0,97352
16	0,95416	0,94299	0,97684	0,97255
17	0,95346	0,94166	0,97634	0,97122
18	0,95288	0,94019	0,97592	0,96944
19	0,95237	0,93849	0,97546	0,96727
20	0,95174	0,93662	0,97495	0,96478
21	0,95107	0,93478	0,97442	0,96235
22	0,95037	0,93274	0,97396	0,95986
23	0,94969	0,93062	0,97341	0,95742
24	0,94907	0,92836	0,97293	0,95452
25	0,94825	0,92592	0,97235	0,95197
26	0,94742	0,92319	0,97169	0,94944
27	0,94657	0,92045	0,97104	0,94652
28	0,94550	0,91767	0,97036	0,94382
29	0,94441	0,91478	0,96961	0,94095
30	0,94330	0,91153	0,96887	0,93822
31	0,94188	0,90800	0,96805	0,93532
32	0,94034	0,90450	0,96701	0,93257
33	0,93862	0,90078	0,96585	0,92957
34	0,93709	0,89714	0,96459	0,92646
35	0,93555	0,89314	0,96326	0,92307
36	0,93355	0,88888	0,96197	0,91994
37	0,93150	0,88447	0,96035	0,91674
38	0,92955	0,88011	0,95891	0,91334
39	0,92756	0,87483	0,95681	0,90946
40	0,92513	0,86964	0,95478	0,90500
41	0,92263	0,86432	0,95293	0,90082
42	0,91956	0,85878	0,95052	0,89625
43	0,91700	0,85321	0,94823	0,89165
44	0,91389	0,84738	0,94560	0,88678
45	0,91061	0,84111	0,94286	0,88147
46	0,90704	0,83364	0,94031	0,87640
47	0,90356	0,82679	0,93750	0,87041
48	0,89928	0,81870	0,93441	0,86343

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS, nos períodos de 1989 a 1993 e de 1998 a 2002, e Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 5: Probabilidade de sobrevivência, Belo Horizonte, 1991 e 2000

(fim)

Idade (anos)	Feminina - 1991	Masculina - 1991	Feminina - 2000	Masculina - 2000
49	0,89501	0,81051	0,93130	0,85703
50	0,89031	0,80160	0,92736	0,85065
51	0,88375	0,79122	0,92332	0,84356
52	0,87751	0,78188	0,91889	0,83531
53	0,87185	0,77164	0,91497	0,82815
54	0,86490	0,75906	0,91013	0,81919
55	0,85759	0,74550	0,90461	0,80905
56	0,85040	0,73210	0,89905	0,79952
57	0,84322	0,71995	0,89336	0,78959
58	0,83515	0,70453	0,88627	0,77914
59	0,82596	0,68913	0,87938	0,76730
60	0,81646	0,67320	0,87162	0,75468
61	0,80729	0,65640	0,86461	0,74140
62	0,79822	0,64114	0,85548	0,72607
63	0,78660	0,62142	0,84539	0,71229
64	0,77487	0,60415	0,83469	0,69642
65	0,76187	0,58520	0,82425	0,68148
66	0,74836	0,56501	0,81325	0,66441
67	0,73227	0,54428	0,80030	0,64519
68	0,71639	0,51939	0,78588	0,62524
69	0,69899	0,49435	0,77097	0,60350
70	0,68044	0,47162	0,75451	0,58322
71	0,66152	0,44576	0,73861	0,56087
72	0,64118	0,42444	0,72202	0,53692
73	0,62020	0,39888	0,70495	0,51235
74	0,59390	0,37523	0,68505	0,48975
75	0,57240	0,34891	0,66617	0,46675
76	0,54779	0,32740	0,64439	0,43997
77	0,52052	0,30399	0,62239	0,41433
78	0,49566	0,27929	0,59724	0,38755
79	0,47065	0,25433	0,57019	0,36158
80	0,43864	0,23050	0,54340	0,33524
81	0,41039	0,20647	0,51442	0,30931
82	0,38087	0,18024	0,47867	0,28128
83	0,34231	0,15356	0,44668	0,25342
84	0,31187	0,12928	0,40944	0,22401
85	0,28181	0,11017	0,37187	0,19860
86	0,24823	0,09509	0,33675	0,17325
87	0,22190	0,08181	0,30596	0,14659
88	0,19355	0,07012	0,27533	0,12250
89	0,15321	0,05986	0,24798	0,10159
90	0,13011	0,05086	0,22011	0,08398
91	0,11165	0,04279	0,19075	0,06945
92	0,09387	0,03525	0,15120	0,05746
93	0,06017	0,02821	0,11805	0,04352
94	0,04569	0,02196	0,09200	0,03146
95	0,03533	0,01713	0,07736	0,02391
96	0,02533	0,00112	0,06015	0,00685
97	0,01886	0,00045	0,04224	0,00334
98	0,01419	0,00031	0,03532	0,00220
99	0,01203	0,00025	0,02441	0,00181
100+	0,00959	0,00020	0,01340	0,00165

Fonte dos dados básicos: Óbitos registrados pelo DATASUS, nos períodos de 1989 a 1993 e de 1998 a 2002, e Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 6: Taxa de transição da situação conjugal feminina, Belo Horizonte, 1991

(continua)

Idade (anos)	De solteira para casada	De casada para separada	De separada para casada	De viúva para casada
15	0,06347	0,03686	0,09347	0,10349
16	0,07911	0,04860	0,12270	0,13955
17	0,09276	0,05789	0,14600	0,16724
18	0,10442	0,06474	0,16335	0,18656
19	0,11409	0,06915	0,17477	0,19752
20	0,12178	0,07110	0,18024	0,20010
21	0,12747	0,07061	0,17978	0,19432
22	0,13117	0,06767	0,17337	0,18017
23	0,13289	0,06229	0,16103	0,15765
24	0,13261	0,05445	0,14275	0,12677
25	0,13977	0,04825	0,12965	0,09925
26	0,15311	0,04550	0,12558	0,08227
27	0,16261	0,04302	0,12136	0,06771
28	0,16826	0,04080	0,11699	0,05554
29	0,17006	0,03886	0,11247	0,04579
30	0,16801	0,03719	0,10779	0,03844
31	0,16212	0,03579	0,10296	0,03349
32	0,15237	0,03466	0,09797	0,03095
33	0,13878	0,03380	0,09283	0,03082
34	0,12134	0,03322	0,08754	0,03310
35	0,10572	0,03228	0,08182	0,03230
36	0,09510	0,03087	0,07602	0,02731
37	0,08541	0,02955	0,07059	0,02303
38	0,07664	0,02830	0,06553	0,01945
39	0,06879	0,02713	0,06084	0,01658
40	0,06187	0,02605	0,05653	0,01442
41	0,05587	0,02504	0,05259	0,01297
42	0,05079	0,02412	0,04902	0,01222
43	0,04664	0,02328	0,04582	0,01219
44	0,04341	0,02252	0,04299	0,01286
45	0,03759	0,02170	0,03894	0,01284
46	0,02939	0,02077	0,03382	0,01171
47	0,02239	0,01984	0,02932	0,01065
48	0,01661	0,01889	0,02542	0,00965
49	0,01203	0,01793	0,02213	0,00871
50	0,00866	0,01697	0,01945	0,00784
51	0,00650	0,01600	0,01738	0,00703
52	0,00555	0,01502	0,01591	0,00628
53	0,00580	0,01403	0,01506	0,00560
54	0,00727	0,01303	0,01481	0,00499
55	0,00719	0,01185	0,01283	0,00398
56	0,00500	0,01059	0,00927	0,00269

Nota: os valores em *itálico* correspondem às taxas suavizadas que foram substituídas por zero e os valores em **negrito** correspondem às taxas que foram obtidas por interpolação.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela A 6: Taxa de transição da situação conjugal feminina, Belo Horizonte, 1991

(fim)

Idade (anos)	De solteira para casada	De casada para separada	De separada para casada	De viúva para casada
57	0,00317	0,00944	0,00651	0,00163
58	0,00169	0,00843	0,00457	0,00079
59	0,00057	0,00753	0,00345	0,00017
60	0,00053	0,00676	0,00314	0,00023
61	0,00049	0,00611	0,00365	0,00029
62	0,00044	0,00558	0,00497	0,00035
63	0,00040	0,00517	0,00710	0,00041
64	0,00036	0,00489	0,01005	0,00047
65	0,00066	0,00405	0,01356	0,00082
66	0,00038	0,00277	0,01653	0,00085
67	0,00015	0,00179	0,01868	0,00086
68	<i>0,00000</i>	0,00112	0,02000	0,00085
69	<i>0,00000</i>	0,00076	0,02050	0,00082
70	<i>0,00000</i>	0,00070	0,02017	0,00078
71	<i>0,00000</i>	0,00095	0,01902	0,00072
72	<i>0,00000</i>	0,00150	0,01704	0,00064
73	<i>0,00000</i>	0,00237	0,01424	0,00054
74	<i>0,00000</i>	0,00353	0,01061	0,00043
75	0,00000	0,00494	0,00690	0,00030
76	0,00000	0,00617	0,00400	0,00017
77	0,00000	0,00706	0,00162	0,00007
78	0,00000	0,00762	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
79	0,00000	0,00786	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
80	0,00000	0,00776	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
81	0,00000	0,00733	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
82	0,00000	0,00657	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
83	0,00000	0,00548	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
84	0,00000	0,00406	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
85	0,00000	0,00263	0,00000	0,00000
86	0,00000	0,00152	0,00000	0,00000
87	0,00000	0,00062	0,00000	0,00000
88	0,00000	<i>0,00000</i>	0,00000	0,00000
89	0,00000	<i>0,00000</i>	0,00000	0,00000
90	0,00000	<i>0,00000</i>	0,00000	0,00000
91	0,00000	<i>0,00000</i>	0,00000	0,00000
92	0,00000	<i>0,00000</i>	0,00000	0,00000
93	0,00000	<i>0,00000</i>	0,00000	0,00000
94	0,00000	<i>0,00000</i>	0,00000	0,00000
95	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
96	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
97	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
98	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
99	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
100+	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000

Nota: os valores em itálico correspondem às taxas suavizadas que foram substituídas por zero e os valores em negrito correspondem às taxas que foram obtidas por interpolação.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

**Tabela A 7: Taxa corrigida de transição da situação conjugal feminina,
Belo Horizonte, 1991**

(continua)

Idade (anos)	De solteira para casada	De casada para separada	De separada para casada	De viúva para casada
15	0,01904	0,06634	0,09347	0,10349
16	0,02373	0,08748	0,12270	0,13955
17	0,02783	0,10421	0,14600	0,16724
18	0,03133	0,11654	0,16335	0,18656
19	0,03423	0,12446	0,17477	0,19752
20	0,03653	0,12798	0,18024	0,20010
21	0,03824	0,12710	0,17978	0,19432
22	0,03935	0,12181	0,17337	0,18017
23	0,03987	0,11212	0,16103	0,15765
24	0,03978	0,09802	0,14275	0,12677
25	0,11181	0,08686	0,12965	0,09925
26	0,12249	0,08190	0,12558	0,08227
27	0,13009	0,07743	0,12136	0,06771
28	0,13461	0,07344	0,11699	0,05554
29	0,13605	0,06995	0,11247	0,04579
30	0,14281	0,06694	0,10779	0,03844
31	0,13780	0,06442	0,10296	0,03349
32	0,12952	0,06239	0,09797	0,03095
33	0,11796	0,06084	0,09283	0,03082
34	0,10314	0,05979	0,08754	0,03310
35	0,10572	0,05811	0,08182	0,03230
36	0,09510	0,05557	0,07602	0,02731
37	0,08541	0,05318	0,07059	0,02303
38	0,07664	0,05094	0,06553	0,01945
39	0,06879	0,04884	0,06084	0,01658
40	0,07424	0,04949	0,05653	0,01442
41	0,06704	0,04759	0,05259	0,01297
42	0,06095	0,04583	0,04902	0,01222
43	0,05596	0,04423	0,04582	0,01219
44	0,05209	0,04279	0,04299	0,01286
45	0,05263	0,04124	0,03894	0,01284
46	0,04115	0,03947	0,03382	0,01171
47	0,03135	0,03769	0,02932	0,01065
48	0,02325	0,03589	0,02542	0,00965
49	0,01684	0,03407	0,02213	0,00871
50	0,01559	0,02715	0,01945	0,00784
51	0,01170	0,02559	0,01738	0,00703
52	0,00998	0,02403	0,01591	0,00628
53	0,01044	0,02244	0,01506	0,00560
54	0,01308	0,02084	0,01481	0,00499
55	0,01294	0,01896	0,01283	0,00398
56	0,00900	0,01694	0,00927	0,00269

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

**Tabela A 7: Taxa corrigida de transição da situação conjugal feminina,
Belo Horizonte, 1991**

(fim)

Idade (anos)	De solteira para casada	De casada para separada	De separada para casada	De viúva para casada
57	0,00570	0,01511	0,00651	0,00163
58	0,00304	0,01348	0,00457	0,00079
59	0,00103	0,01205	0,00345	0,00017
60	0,00096	0,00676	0,00314	0,00023
61	0,00088	0,00611	0,00365	0,00029
62	0,00080	0,00558	0,00497	0,00035
63	0,00072	0,00517	0,00710	0,00041
64	0,00064	0,00489	0,01005	0,00047
65	0,00119	0,00405	0,01356	0,00082
66	0,00069	0,00277	0,01653	0,00085
67	0,00028	0,00179	0,01868	0,00086
68	0,00000	0,00112	0,02000	0,00085
69	0,00000	0,00076	0,02050	0,00082
70	0,00000	0,00070	0,02017	0,00078
71	0,00000	0,00095	0,01902	0,00072
72	0,00000	0,00150	0,01704	0,00064
73	0,00000	0,00237	0,01424	0,00054
74	0,00000	0,00353	0,01061	0,00043
75	0,00000	0,00494	0,00690	0,00030
76	0,00000	0,00617	0,00400	0,00017
77	0,00000	0,00706	0,00162	0,00007
78	0,00000	0,00762	0,00000	0,00000
79	0,00000	0,00786	0,00000	0,00000
80	0,00000	0,00776	0,00000	0,00000
81	0,00000	0,00733	0,00000	0,00000
82	0,00000	0,00657	0,00000	0,00000
83	0,00000	0,00548	0,00000	0,00000
84	0,00000	0,00406	0,00000	0,00000
85	0,00000	0,00263	0,00000	0,00000
86	0,00000	0,00152	0,00000	0,00000
87	0,00000	0,00062	0,00000	0,00000
88	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
89	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
90	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
91	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
92	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
93	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
94	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
95	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
96	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
97	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
98	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
99	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
100+	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela A 8: Taxa de transição da situação conjugal masculina, Belo Horizonte, 1991

(continua)

Idade (anos)	De solteiro para casado	De casado para separado	De separado para casado	De viúvo para casado
15	0,03265	0,03726	0,20150	0,14223
16	0,03332	0,04987	0,26506	0,18649
17	0,03654	0,05965	0,31555	0,22182
18	0,04233	0,06660	0,35298	0,24822
19	0,05066	0,07071	0,37734	0,26569
20	0,06155	0,07200	0,38864	0,27423
21	0,07500	0,07045	0,38688	0,27384
22	0,09100	0,06607	0,37205	0,26452
23	0,10956	0,05886	0,34415	0,24628
24	0,13067	0,04881	0,30320	0,21910
25	0,15946	0,04023	0,26897	0,20075
26	0,18988	0,03540	0,25202	0,19657
27	0,21375	0,03116	0,23785	0,19146
28	0,23108	0,02753	0,22645	0,18543
29	0,24187	0,02449	0,21782	0,17847
30	0,24612	0,02205	0,21197	0,17058
31	0,24382	0,02022	0,20889	0,16177
32	0,23499	0,01898	0,20859	0,15204
33	0,21962	0,01834	0,21106	0,14137
34	0,19770	0,01830	0,21630	0,12978
35	0,18215	0,01740	0,21987	0,11517
36	0,17692	0,01540	0,21962	0,09983
37	0,17108	0,01365	0,21895	0,08703
38	0,16463	0,01213	0,21786	0,07675
39	0,15757	0,01085	0,21635	0,06901
40	0,14990	0,00981	0,21442	0,06380
41	0,14163	0,00901	0,21208	0,06112
42	0,13274	0,00845	0,20931	0,06098
43	0,12324	0,00812	0,20613	0,06336
44	0,11314	0,00804	0,20252	0,06828
45	0,10016	0,00752	0,20255	0,07176
46	0,08622	0,00652	0,20503	0,07183
47	0,07453	0,00567	0,20532	0,07144
48	0,06509	0,00498	0,20343	0,07060
49	0,05791	0,00444	0,19934	0,06931
50	0,05299	0,00405	0,19307	0,06756
51	0,05032	0,00382	0,18460	0,06536
52	0,04990	0,00374	0,17395	0,06271
53	0,05174	0,00382	0,16111	0,05960
54	0,05583	0,00405	0,14608	0,05604
55	0,05899	0,00423	0,12987	0,05302
56	0,05928	0,00424	0,11528	0,05077

Nota: os valores em *itálico* correspondem às taxas suavizadas que foram substituídas por zero e os valores em **negrito** correspondem às taxas que foram obtidas por interpolação.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela A 8: Taxa de transição da situação conjugal masculina, Belo Horizonte, 1991

(fim)

Idade (anos)	De solteiro para casado	De casado para separado	De separado para casado	De viúvo para casado
57	0,05894	0,00419	0,10268	0,04842
58	0,05798	0,00407	0,09209	0,04595
59	0,05640	0,00391	0,08350	0,04338
60	0,05419	0,00368	0,07691	0,04069
61	0,05136	0,00340	0,07233	0,03790
62	0,04790	0,00306	0,06974	0,03500
63	0,04381	0,00266	0,06915	0,03199
64	0,03911	0,00221	0,07056	0,02888
65	0,03397	0,00167	0,06926	0,02504
66	0,02926	0,00115	0,06438	0,02091
67	0,02517	0,00072	0,06020	0,01733
68	0,02171	0,00037	0,05671	0,01428
69	0,01888	0,00011	0,05392	0,01178
70	0,01667	<i>0,00000</i>	0,05182	0,00982
71	0,01510	<i>0,00000</i>	0,05042	0,00840
72	0,01415	<i>0,00000</i>	0,04972	0,00752
73	0,01383	<i>0,00000</i>	0,04972	0,00718
74	0,01415	0,00000	0,05041	0,00739
75	0,01381	0,00000	0,05218	0,00677
76	0,01245	0,00000	0,05383	0,00514
77	0,01118	0,00000	0,05438	0,00375
78	0,01000	<i>0,00000</i>	0,05381	0,00261
79	0,00890	<i>0,00000</i>	0,05214	0,00171
80	0,00789	<i>0,00000</i>	0,04936	0,00106
81	0,00696	<i>0,00000</i>	0,04546	0,00066
82	0,00611	<i>0,00000</i>	0,04046	0,00051
83	0,00535	<i>0,00000</i>	0,03435	0,00060
84	0,00468	<i>0,00000</i>	0,02714	0,00094
85	0,00354	0,00000	0,01876	0,00096
86	0,00205	0,00000	0,01088	0,00056
87	0,00083	0,00000	0,00440	0,00023
88	<i>0,00000</i>	0,00000	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
89	<i>0,00000</i>	0,00000	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
90	<i>0,00000</i>	0,00000	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
91	<i>0,00000</i>	0,00000	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
92	<i>0,00000</i>	0,00000	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
93	<i>0,00000</i>	0,00000	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
94	<i>0,00000</i>	0,00000	<i>0,00000</i>	<i>0,00000</i>
95	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
96	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
97	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
98	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
99	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
100+	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000

Nota: os valores em *itálico* correspondem às taxas suavizadas que foram substituídas por zero e os valores em **negrito** correspondem às taxas que foram obtidas por interpolação.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

**Tabela A 9: Taxa corrigida de transição da situação conjugal masculina,
Belo Horizonte, 1991**

(continua)

Idade (anos)	De solteiro para casado	De casado para separado	De separado para casado	De viúvo para casado
15	0,00979	0,03726	0,20150	0,14223
16	0,01000	0,04987	0,26506	0,18649
17	0,01096	0,05965	0,31555	0,22182
18	0,01270	0,06660	0,35298	0,24822
19	0,01520	0,07071	0,37734	0,26569
20	0,01847	0,07200	0,38864	0,27423
21	0,02250	0,07045	0,38688	0,27384
22	0,02730	0,06607	0,37205	0,26452
23	0,03287	0,05886	0,34415	0,24628
24	0,03920	0,04881	0,30320	0,21910
25	0,09568	0,04023	0,26897	0,20075
26	0,11393	0,03540	0,25202	0,19657
27	0,12825	0,03116	0,23785	0,19146
28	0,13865	0,02753	0,22645	0,18543
29	0,14512	0,02449	0,21782	0,17847
30	0,14767	0,02205	0,21197	0,17058
31	0,14629	0,02022	0,20889	0,16177
32	0,14099	0,01898	0,20859	0,15204
33	0,13177	0,01834	0,21106	0,14137
34	0,11862	0,01830	0,21630	0,12978
35	0,10929	0,01740	0,21987	0,11517
36	0,10615	0,01540	0,21962	0,09983
37	0,10265	0,01365	0,21895	0,08703
38	0,09878	0,01213	0,21786	0,07675
39	0,09454	0,01085	0,21635	0,06901
40	0,07495	0,01913	0,21442	0,06380
41	0,07081	0,01757	0,21208	0,06112
42	0,06637	0,01647	0,20931	0,06098
43	0,06162	0,01584	0,20613	0,06336
44	0,05657	0,01567	0,20252	0,06828
45	0,05008	0,01467	0,20255	0,07176
46	0,04311	0,01272	0,20503	0,07183
47	0,03726	0,01106	0,20532	0,07144
48	0,03255	0,00971	0,20343	0,07060
49	0,02896	0,00866	0,19934	0,06931
50	0,02649	0,00791	0,19307	0,06756
51	0,02516	0,00745	0,18460	0,06536
52	0,02495	0,00730	0,17395	0,06271
53	0,02587	0,00745	0,16111	0,05960
54	0,02792	0,00789	0,14608	0,05604
55	0,02949	0,00826	0,12987	0,05302
56	0,02964	0,00827	0,11528	0,05077

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

**Tabela A 9: Taxa corrigida de transição da situação conjugal masculina,
Belo Horizonte, 1991**

(fim)

Idade (anos)	De solteiro para casado	De casado para separado	De separado para casado	De viúvo para casado
57	0,02947	0,00816	0,10268	0,04842
58	0,02899	0,00795	0,09209	0,04595
59	0,02820	0,00762	0,08350	0,04338
60	0,02710	0,00368	0,07691	0,04069
61	0,02568	0,00340	0,07233	0,03790
62	0,02395	0,00306	0,06974	0,03500
63	0,02191	0,00266	0,06915	0,03199
64	0,01955	0,00221	0,07056	0,02888
65	0,02038	0,00167	0,06926	0,02504
66	0,01755	0,00115	0,06438	0,02091
67	0,01510	0,00072	0,06020	0,01733
68	0,01302	0,00037	0,05671	0,01428
69	0,01133	0,00011	0,05392	0,01178
70	0,01667	0,00000	0,05182	0,00982
71	0,01510	0,00000	0,05042	0,00840
72	0,01415	0,00000	0,04972	0,00752
73	0,01383	0,00000	0,04972	0,00718
74	0,01415	0,00000	0,05041	0,00739
75	0,01381	0,00000	0,05218	0,00677
76	0,01245	0,00000	0,05383	0,00514
77	0,01118	0,00000	0,05438	0,00375
78	0,01000	0,00000	0,05381	0,00261
79	0,00890	0,00000	0,05214	0,00171
80	0,00789	0,00000	0,04936	0,00106
81	0,00696	0,00000	0,04546	0,00066
82	0,00611	0,00000	0,04046	0,00051
83	0,00535	0,00000	0,03435	0,00060
84	0,00468	0,00000	0,02714	0,00094
85	0,00354	0,00000	0,01876	0,00096
86	0,00205	0,00000	0,01088	0,00056
87	0,00083	0,00000	0,00440	0,00023
88	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
89	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
90	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
91	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
92	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
93	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
94	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
95	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
96	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
97	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
98	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
99	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
100+	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela A 10: Taxa de transição de parturição das mulheres com situação conjugal casada, por idade simples, Belo Horizonte, 1991

Idade (anos)	Ordem do nascimento				Todas
	Ordem um (de 0 para 1)	Ordem dois (de 1 para 2)	Ordem três (de 2 para 3)	Ordem quatro ou mais (de 3+ para 4+)	
15	0,181	0,189	0,144	0,172	0,181
16	0,237	0,250	0,193	0,232	0,241
17	0,282	0,297	0,230	0,278	0,288
18	0,315	0,332	0,257	0,310	0,322
19	0,338	0,355	0,273	0,328	0,342
20	0,349	0,365	0,278	0,332	0,349
21	0,349	0,363	0,271	0,322	0,343
22	0,338	0,349	0,254	0,298	0,323
23	0,315	0,322	0,225	0,260	0,290
24	0,281	0,282	0,185	0,208	0,244
25	0,260	0,253	0,151	0,161	0,207
26	0,257	0,242	0,133	0,133	0,188
27	0,252	0,231	0,116	0,108	0,171
28	0,245	0,221	0,101	0,087	0,155
29	0,237	0,211	0,089	0,071	0,141
30	0,226	0,200	0,079	0,058	0,128
31	0,213	0,190	0,071	0,049	0,116
32	0,198	0,180	0,065	0,044	0,106
33	0,181	0,170	0,061	0,043	0,097
34	0,163	0,160	0,060	0,046	0,089
35	0,143	0,150	0,054	0,044	0,077
36	0,124	0,140	0,045	0,035	0,061
37	0,108	0,130	0,037	0,027	0,047
38	0,093	0,120	0,030	0,021	0,035
39	0,080	0,110	0,024	0,015	0,026
40	0,069	0,099	0,020	0,011	0,019
41	0,060	0,089	0,016	0,009	0,015
42	0,053	0,079	0,014	0,008	0,012
43	0,047	0,069	0,014	0,008	0,012
44	0,044	0,059	0,014	0,009	0,015
45	0,035	0,044	0,013	0,009	0,014
46	0,022	0,027	0,009	0,006	0,009
47	0,012	0,013	0,006	0,003	0,005
48	0,003	0,002	0,003	0,002	0,002
49	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	0,001	0,000	<i>0,000</i>

Nota: os valores em *itálico* correspondem às taxas suavizadas negativas que foram substituídas por zero.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela A 11: Taxa de transição de parturição das mulheres com situação conjugal solteira, por idade simples, Belo Horizonte, 1991

Idade (anos)	Ordem do nascimento			
	Ordem um (de 0 para 1)	Ordem dois (de 1 para 2)	Ordem três (de 2 para 3)	Ordem quatro ou mais (de 3+ para 4+)
15	0,008	0,075	0,091	0,050
16	0,010	0,101	0,122	0,067
17	0,012	0,121	0,146	0,080
18	0,014	0,135	0,163	0,089
19	0,015	0,143	0,173	0,095
20	0,016	0,144	0,176	0,097
21	0,016	0,140	0,173	0,095
22	0,016	0,129	0,162	0,089
23	0,015	0,112	0,145	0,080
24	0,014	0,089	0,121	0,066
25	0,013	0,068	0,102	0,056
26	0,014	0,055	0,092	0,051
27	0,014	0,044	0,083	0,046
28	0,014	0,035	0,075	0,042
29	0,014	0,027	0,067	0,038
30	0,013	0,022	0,060	0,034
31	0,013	0,018	0,054	0,030
32	0,012	0,016	0,049	0,026
33	0,011	0,016	0,045	0,023
34	0,009	0,018	0,041	0,020
35	0,008	0,018	0,034	0,015
36	0,007	0,013	0,026	0,009
37	0,006	0,010	0,018	0,003
38	0,005	0,007	0,012	<i>0,000</i>
39	0,004	0,005	0,008	<i>0,000</i>
40	0,004	0,004	0,004	<i>0,000</i>
41	0,003	0,004	0,002	<i>0,000</i>
42	0,003	0,004	0,002	<i>0,000</i>
43	0,003	0,005	0,002	<i>0,000</i>
44	0,002	0,007	0,004	<i>0,000</i>
45	0,002	0,009	0,005	0,000
46	0,001	0,009	0,003	0,000
47	0,000	0,010	0,001	0,000
48	<i>0,000</i>	0,010	<i>0,000</i>	0,000
49	<i>0,000</i>	0,010	<i>0,000</i>	0,000

Nota: os valores em *itálico* correspondem às taxas suavizadas negativas que foram substituídas por zero.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela A 12: Taxa de transição de parturição das mulheres com situação conjugal viúva, por idade simples, Belo Horizonte, 1991

Idade (anos)	Ordem do nascimento			
	Ordem um (de 0 para 1) ¹	Ordem dois (de 1 para 2)	Ordem três (de 2 para 3)	Ordem quatro ou mais (de 3+ para 4+)
15	0,016	0,122	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
16	0,016	0,168	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
17	0,023	0,202	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
18	0,031	0,225	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
19	0,030	0,236	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
20	0,028	0,237	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
21	0,026	0,226	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
22	0,024	0,205	0,002	0,004
23	0,022	0,172	0,004	0,011
24	0,020	0,127	0,007	0,019
25	0,018	0,085	0,010	0,029
26	0,016	0,055	0,013	0,039
27	0,014	0,030	0,016	0,047
28	0,013	0,011	0,018	0,052
29	0,013	<i>0,000</i>	0,019	0,055
30	0,012	<i>0,000</i>	0,020	0,056
31	0,011	<i>0,000</i>	0,019	0,054
32	0,010	<i>0,000</i>	0,019	0,050
33	0,009	<i>0,000</i>	0,017	0,043
34	0,008	<i>0,000</i>	0,015	0,034
35	0,007	0,000	0,014	0,027
36	0,006	0,000	0,013	0,022
37	0,005	0,000	0,013	0,017
38	0,004	<i>0,000</i>	0,012	0,014
39	0,003	<i>0,000</i>	0,012	0,011
40	0,003	<i>0,000</i>	0,011	0,009
41	0,002	<i>0,000</i>	0,010	0,007
42	0,001	<i>0,000</i>	0,009	0,006
43	0,001	<i>0,000</i>	0,007	0,006
44	0,002	<i>0,000</i>	0,006	0,007
45	0,002	0,000	0,004	0,006
46	0,002	0,000	0,003	0,004
47	0,002	0,000	0,001	0,003
48	0,002	0,000	<i>0,000</i>	0,002
49	0,002	0,000	<i>0,000</i>	0,001

1) Taxas norte-americanas das viúvas não co-habitantes, para o período de 1990 a 1996, disponibilizadas por Zeng Yi juntamente com o programa ProFamy Trial version 1.11, solicitado por mensagem eletrônica, em 30 jan. 2007.

Nota: os valores em itálico correspondem às taxas suavizadas negativas que foram substituídas por zero e os valores em negrito correspondem às taxas que foram obtidas por interpolação.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela A 13: Taxa de transição de parturição das mulheres com situação conjugal separada, por idade simples, Belo Horizonte, 1991

Idade (anos)	Ordem do nascimento			
	Ordem um (de 0 para 1)	Ordem dois (de 1 para 2)	Ordem três (de 2 para 3)	Ordem quatro ou mais (de 3+ para 4+)
15	0,090	0,069	0,053	0,201
16	0,120	0,093	0,070	0,273
17	0,144	0,112	0,084	0,328
18	0,160	0,125	0,094	0,366
19	0,170	0,132	0,100	0,386
20	0,174	0,133	0,102	0,388
21	0,170	0,128	0,101	0,373
22	0,160	0,118	0,096	0,341
23	0,143	0,102	0,087	0,291
24	0,119	0,080	0,074	0,224
25	0,099	0,058	0,064	0,160
26	0,087	0,043	0,060	0,118
27	0,077	0,031	0,055	0,082
28	0,069	0,021	0,051	0,053
29	0,062	0,015	0,048	0,031
30	0,056	0,011	0,044	0,016
31	0,052	0,011	0,041	0,007
32	0,050	0,013	0,037	0,006
33	0,049	0,018	0,034	0,012
34	0,049	0,026	0,032	0,024
35	0,049	0,034	0,028	0,030
36	0,046	0,039	0,023	0,024
37	0,043	0,043	0,019	0,020
38	0,040	0,044	0,016	0,016
39	0,037	0,045	0,013	0,013
40	0,034	0,043	0,011	0,010
41	0,030	0,041	0,009	0,008
42	0,027	0,036	0,008	0,007
43	0,023	0,031	0,007	0,007
44	0,019	0,023	0,007	0,007
45	0,014	0,015	0,006	0,006
46	0,008	0,009	0,003	0,003
47	0,003	0,004	0,001	0,001
48	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>
49	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>	<i>0,000</i>

Nota: os valores em *itálico* correspondem às taxas suavizadas negativas que foram substituídas por zero.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991, IBGE.

Tabela A 14: Taxa de deixar a casa dos pais, Região Metropolitana de Belo Horizonte, entre 2004 e 2005

Idade (anos)	Feminina	Masculina
5	0,00000	0,00000
6	0,00000	0,00000
7	0,00000	0,00000
8	0,00000	0,00000
9	0,00000	0,00000
10	<i>0,00000</i>	0,05633
11	<i>0,00000</i>	0,07358
12	<i>0,00000</i>	0,08743
13	<i>0,00000</i>	0,09787
14	<i>0,00000</i>	0,10492
15	<i>0,00000</i>	0,10857
16	0,00206	0,10882
17	0,02058	0,10567
18	0,04405	0,09912
19	0,07247	0,08918
20	0,10802	0,08403
21	0,14240	0,08507
22	0,16928	0,08481
23	0,18866	0,08323
24	0,20054	0,08034
25	0,20491	0,07614
26	0,20177	0,07062
27	0,19113	0,06380
28	0,17299	0,05566
29	0,14734	0,04621
30	0,12840	0,03012
31	0,12096	0,01169
32	0,11322	<i>0,00000</i>
33	0,10519	<i>0,00000</i>
34	0,09685	<i>0,00000</i>
35	0,08821	<i>0,00000</i>
36	0,07928	<i>0,00000</i>
37	0,07005	0,00949
38	0,06051	0,02718
39	0,05068	0,05004
40	0,03699	0,07874
41	0,02146	0,10533
42	0,00868	0,12516
43	<i>0,00000</i>	0,13823
44	<i>0,00000</i>	0,14454
45	<i>0,00000</i>	0,14408
46	<i>0,00000</i>	0,13686
47	<i>0,00000</i>	0,12288
48	<i>0,00000</i>	0,10214
49	<i>0,00000</i>	0,07464

Nota: os valores em *itálico* correspondem às taxas suavizadas que foram substituídas por zero.

Fonte dos dados básicos: PNAD 2004 e 2005, IBGE.

Tabela A 15: Distribuição etária do saldo migratório dos migrantes data-fixa, por sexo, Belo Horizonte, 1991 e 2000

(continua)

Idade (anos)	Feminina - 1991	Masculina - 1991	Feminina - 2000	Masculina - 2000
0	0,01216	0,00954	0,01139	0,00974
1	0,01193	0,00913	0,01169	0,01031
2	0,01305	0,00964	0,01157	0,00987
3	0,01305	0,00957	0,01125	0,01018
4	0,01331	0,00949	0,01170	0,00957
5	0,04758	0,07018	0,04349	0,01210
6	0,04329	0,07263	0,04918	0,03118
7	0,04277	0,06050	0,02958	0,03288
8	0,04982	0,03249	0,03346	0,02690
9	0,03522	0,03541	0,02613	0,03331
10	0,03429	0,03171	0,04600	0,02664
11	0,04441	0,03071	0,02681	0,03223
12	0,04582	0,02479	0,02478	0,02420
13	0,03362	0,02034	0,01649	0,01753
14	0,03558	0,01747	0,01725	0,01713
15	0,01249	0,00717	0,01112	0,01422
16	-0,01507	0,00124	-0,00311	0,00805
17	-0,03916	-0,00405	-0,01705	0,00114
18	-0,04244	-0,01063	-0,02742	-0,00202
19	-0,03055	-0,00550	-0,01566	0,00090
20	-0,01872	-0,00510	-0,01094	-0,00045
21	-0,01651	-0,00921	-0,01120	-0,00601
22	-0,01446	-0,00717	-0,00979	-0,00409
23	-0,00365	-0,00187	-0,00168	0,00066
24	0,01062	0,01034	0,00710	0,00800
25	0,01916	0,01333	0,01872	0,01404
26	0,02806	0,01277	0,01578	0,01784
27	0,04266	0,02456	0,02989	0,02491
28	0,03788	0,03065	0,03805	0,02005
29	0,03934	0,02718	0,02924	0,02937
30	0,03946	0,02676	0,02628	0,02617
31	0,03049	0,04307	0,03158	0,01933
32	0,05107	0,02792	0,02503	0,03589
33	0,03233	0,03705	0,02715	0,03032
34	0,04412	0,02554	0,04569	0,02020
35	0,02279	0,03075	0,02579	0,04147
36	0,02683	0,01986	0,03831	0,02088
37	0,02305	0,02265	0,02637	0,03602
38	0,02440	0,02364	0,02632	0,03719
39	0,02209	0,02608	0,02128	0,01824
40	0,00896	0,03170	0,02547	0,03269
41	0,01373	0,01360	0,02077	0,03194
42	0,01536	0,01538	0,02431	0,02604
43	0,01073	0,01885	0,02281	0,01240
44	0,01887	0,00604	0,01087	0,01099
45	0,01166	0,01099	0,00461	0,00936
46	0,00844	0,00680	0,00695	0,02115
47	0,00524	0,01061	0,00999	0,00926
48	0,01191	0,00538	0,00577	0,00403
49	0,00580	0,00328	0,00832	0,01212

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 15: Distribuição etária do saldo migratório dos migrantes data-fixa, por sexo, Belo Horizonte, 1991 e 2000

(fim)

Idade (anos)	Feminina - 1991	Masculina - 1991	Feminina - 2000	Masculina - 2000
50	0,00513	0,00494	0,00459	0,00941
51	0,00596	0,00357	0,00575	0,00682
52	0,00255	0,00644	0,01232	0,00174
53	0,00344	0,00427	0,00335	0,01024
54	0,00398	0,00193	0,00311	0,00412
55	0,00538	0,00583	0,01272	0,00661
56	0,00039	0,00335	0,00647	0,00106
57	0,00249	0,00357	0,00329	0,00391
58	0,00263	0,00147	0,01331	0,00239
59	0,00703	0,00472	0,01006	0,00125
60	0,00299	0,00571	0,01201	0,00480
61	0,00778	0,00202	0,00334	0,00374
62	0,00741	0,00109	0,00629	0,01368
63	0,00000	0,00000	0,00000	0,00186
64	0,00000	0,00177	0,00541	0,00315
65	0,00160	0,00373	0,00297	0,00242
66	0,00144	0,00000	0,00485	0,01179
67	0,00260	0,00000	0,00875	0,00718
68	0,00068	0,00000	0,00134	0,00565
69	0,00362	0,00395	0,00457	0,00265
70	0,00692	0,00201	0,00108	0,00000
71	0,00511	0,00000	0,00082	0,00163
72	0,00087	0,00186	0,00256	0,00000
73	0,00093	0,00258	0,00181	0,00000
74	0,00000	0,00125	0,00054	0,00099
75	0,00077	0,00000	0,00196	0,00091
76	0,00080	0,00099	0,00076	0,00125
77	0,00032	0,00000	0,00000	0,00279
78	0,00148	0,00000	0,00071	0,00133
79	0,00156	0,00000	0,00154	0,00000
80	0,00014	0,00000	0,00048	0,00153
81	0,00031	0,00000	0,00000	0,00000
82	0,00009	-0,00010	0,00000	0,00000
83	-0,00001	0,00000	0,00000	-0,00002
84	-0,00002	0,00000	0,00098	0,00000
85	0,00013	-0,00024	0,00035	-0,00023
86	0,00000	-0,00029	0,00000	0,00000
87	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
88	0,00058	0,00000	0,00000	0,00000
89	0,00000	0,00000	0,00106	-0,00020
90	0,00000	0,00000	0,00184	-0,00029
91	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
92	0,00000	0,00031	0,00000	0,00000
93	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
94	0,00000	0,00000	0,00151	-0,00021
95	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
96	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
97	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
98	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
99	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
100+	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 16: Esperança de vida ao nascer, por sexo, Belo Horizonte, 1991 a 2050

Ano	Feminina	Masculina
1991	72,29	63,66
1995	74,39	65,96
2000	77,01	68,84
2005	77,66	69,85
2010	78,30	70,87
2015	79,25	71,98
2020	80,20	73,10
2025	81,04	74,02
2030	81,89	74,94
2035	82,74	76,01
2040	83,59	77,09
2045	84,45	78,19
2050	85,32	79,30

Nota: os valores em negrito foram obtidos por interpolação.; enquanto que os valores em itálico foram obtidos com base nas estimativas obtidas, supondo um aumento, em média, de 2%, nas esperanças de vida femininas, e de 3%, nas esperanças de vida masculinas.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000.

Tabela A 17: Taxa geral de casamento ou união e taxa geral de divórcio ou separação, antes e após a correção das taxas de transição da situação conjugal, Belo Horizonte, 1991 e 2000

Antes da correção das taxas de transição conjugal		
Ano	Taxa geral de casamento ou união	Taxa geral de divórcio ou separação
1991	<i>0,09470</i>	<i>0,02050</i>
1995	0,09443	0,01979
2000	0,09410	0,01890
Após a correção das taxas de transição conjugal		
Ano	Taxa geral de casamento ou união	Taxa geral de divórcio ou separação
1991	<i>0,05590</i>	<i>0,02660</i>
1995	0,05728	0,02589
2000	<i>0,05900</i>	<i>0,02500</i>

Nota: os valores em itálico são os valores de referência, fornecidos pelo programa ProFamy; enquanto que os valores em negrito foram obtidos por interpolação desses valores de referência. Para a projeção de 2000 a 2050, as taxas de referência para o ano 2000 foram mantidas constantes.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 18: Taxa de fecundidade total por ordem de parturição, Belo Horizonte, 1991 a 2050

Ano	Ordem do nascimento				
	Um	Dois	Três	Quatro ou mais	Todas
1991	0,745506	0,553444	0,279904	0,267430	1,846285
1995	0,742875	0,524121	0,260198	0,227103	1,754297
2000	0,739586	0,487468	0,235566	0,176693	1,639313
2005	<i>0,672351</i>	<i>0,443152</i>	<i>0,214151</i>	<i>0,16063</i>	<i>1,490284</i>
2010	0,672351	0,443152	0,214151	0,16063	1,490284
2015	0,672351	0,443152	0,214151	0,16063	1,490284
2020	0,672351	0,443152	0,214151	0,16063	1,490284
2025	0,672351	0,443152	0,214151	0,16063	1,490284
2030	0,672351	0,443152	0,214151	0,16063	1,490284
2035	0,672351	0,443152	0,214151	0,16063	1,490284
2040	0,672351	0,443152	0,214151	0,16063	1,490284
2045	0,672351	0,443152	0,214151	0,16063	1,490284
2050	0,672351	0,443152	0,214151	0,16063	1,490284

Nota: a taxa de fecundidade total sem considerar a ordem de parturição (taxa geral) que está em negrito foi obtida por interpolação; enquanto que a taxa em itálico foi obtida com base na variação relativa das taxas calculadas por Wong & Bonifácio (2008), para a Região Metropolitana de Belo Horizonte, entre 2005 e 2006. As taxas de fecundidade por ordem de nascimento foram obtidas ao multiplicar a taxa de fecundidade geral pelas proporções observadas das taxas de fecundidade total por ordem de nascimento em relação à taxa geral do ano 2000.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 19: Idade média ao primeiro casamento ou união e nascimento, Belo Horizonte, 1991 e 2000

Ano	Idade média masculina ao primeiro casamento	Idade média feminina ao primeiro casamento	Idade média da mulher ao ter filhos
1991	26,85475	24,15193	26,99793
1995	26,85475	24,15193	26,8555
2000	26,85475	24,15193	26,67746

Nota: foram consideradas as pessoas com idades maiores ou iguais a 15 anos, sendo que, para os nascimentos, foram consideradas as mulheres com até 49 anos de idade, inclusive. Os valores em negrito foram obtidos por interpolação. Para a projeção de 2000 a 2050, as idades calculadas para o ano 2000 foram mantidas constantes.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000.

Tabela A 20: Proporção (na idade de 45 a 49 anos) de pessoas que não vivem com os pais e idade média ao sair de casa, Belo Horizonte, 1991 e 2000

Ano	Proporção		Idade média	
	Masculina	Feminina	Masculina	Feminina
1991	0,909389	0,923137	25,18	27,22
1995	0,906715	0,918384	25,89	27,23
2000	0,903372	0,912442	26,77	27,25

Nota: os valores em negrito foram obtidos por interpolação. Para a projeção de 2000 a 2050, as proporções e idades médias calculadas para o ano 2000 foram mantidas constantes.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 21: Proporção de pessoas que vivem em instituições (domicílios coletivos), Belo Horizonte, 1991 e 2000

(continua)

Sexo feminino												
Grupo etário (em anos)												
Ano	00 a 04	05 a 09	10 a 14	15 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49	50 a 54	
1991	0,0003	0,0016	0,0017	0,0021	0,0022	0,0040	0,0025	0,0025	0,0010	0,0018	0,0035	
1995	0,0005	0,0011	0,0013	0,0017	0,0022	0,0028	0,0019	0,0022	0,0014	0,0021	0,0027	
2000	0,0008	0,0005	0,0008	0,0012	0,0021	0,0012	0,0011	0,0018	0,0018	0,0024	0,0016	
Sexo masculino												
Grupo etário (em anos)												
Ano	00 a 04	05 a 09	10 a 14	15 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49	50 a 54	
1991	0,0006	0,0010	0,0022	0,0051	0,0064	0,0087	0,0044	0,0023	0,0043	0,0027	0,0039	
1995	0,0004	0,0007	0,0017	0,0039	0,0055	0,0065	0,0037	0,0024	0,0032	0,0025	0,0031	
2000	0,0001	0,0003	0,0011	0,0023	0,0044	0,0037	0,0029	0,0026	0,0018	0,0022	0,0020	
Após a correção da população do Censo Demográfico de 2000 por 2,84%												
Sexo feminino												
Grupo etário (em anos)												
Ano	00 a 04	05 a 09	10 a 14	15 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49	50 a 54	
2000	0,0008	0,0005	0,0007	0,0011	0,0020	0,0012	0,0011	0,0018	0,0018	0,0023	0,0016	
Sexo masculino												
Grupo etário (em anos)												
Ano	00 a 04	05 a 09	10 a 14	15 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49	50 a 54	
2000	0,0001	0,0003	0,0011	0,0022	0,0043	0,0036	0,0028	0,0025	0,0017	0,0021	0,0019	

Nota: os valores em itálico correspondem aos valores de referência calculados pelo programa ProFamy. As proporções de 1995 foram obtidas por interpolação dos valores de referência para os anos de 1991 e 2000. Para a projeção da população de Belo Horizonte, entre 2000 e 2050, as proporções obtidas após a correção foram mantidas constantes.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 21: Proporção de pessoas que vivem em instituições (domicílios coletivos), Belo Horizonte, 1991 e 2000

(fim)											
Grupo etário (em anos)											
Sexo feminino	55 a 59	60 a 64	65 a 69	70 a 74	75 a 79	80 a 84	85 a 89	90 a 94	95 a 99	100+	
Ano	1991	0,0059	0,0085	0,0080	0,0223	0,0245	0,0356	0,0350	0,0376	0,0000	
	1995	0,0052	0,0072	0,0080	0,0159	0,0225	0,0343	0,0385	0,0610	0,0000	
	2000	0,0044	0,0056	0,0079	0,0080	0,0199	0,0327	0,0428	0,0902	0,0000	
Grupo etário (em anos)											
Sexo masculino	55 a 59	60 a 64	65 a 69	70 a 74	75 a 79	80 a 84	85 a 89	90 a 94	95 a 99	100+	
Ano	1991	0,0029	0,0025	0,0103	0,0046	0,0083	0,0268	0,0175	0,2500	0,0000	
	1995	0,0026	0,0024	0,0090	0,0079	0,0069	0,0243	0,0363	0,1389	0,0000	
	2000	0,0022	0,0022	0,0074	0,0121	0,0052	0,0211	0,0597	0,0000	0,0000	
Após a correção da população do Censo Demográfico de 2000 por 2,84%											
Grupo etário (em anos)											
Sexo feminino	55 a 59	60 a 64	65 a 69	70 a 74	75 a 79	80 a 84	85 a 89	90 a 94	95 a 99	100+	
Ano	1991	0,0043	0,0055	0,0076	0,0078	0,0194	0,0318	0,0416	0,0878	0,0000	
	2000	0,0021	0,0021	0,0072	0,0117	0,0050	0,0205	0,0580	0,0000	0,0000	
Grupo etário (em anos)											
Sexo masculino	55 a 59	60 a 64	65 a 69	70 a 74	75 a 79	80 a 84	85 a 89	90 a 94	95 a 99	100+	
Ano	1991	0,0059	0,0085	0,0080	0,0223	0,0245	0,0356	0,0350	0,0376	0,0000	
	1995	0,0052	0,0072	0,0080	0,0159	0,0225	0,0343	0,0385	0,0610	0,0000	
	2000	0,0044	0,0056	0,0079	0,0080	0,0199	0,0327	0,0428	0,0902	0,0000	

Nota: os valores em itálico correspondem aos valores de referência calculados pelo programa ProFamy. As proporções de 1995 foram obtidas por interpolação dos valores de referência para os anos de 1991 e 2000. Para a projeção da população de Belo Horizonte, entre 2000 e 2050, as proporções obtidas após a correção foram mantidas constantes.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 22: Proporção de idosos que vivem com os filhos, Belo Horizonte, 1991 e 2000

Sexo feminino						
Ano	Casada, 60 a 69 anos	Casada, 70 a 79 anos	Casada, 80+ anos	Solteira, 60 a 69 anos	Solteira, 70 a 79 anos	Solteira, 80+ anos
1991	<i>0,5894</i>	<i>0,5030</i>	<i>0,4757</i>	<i>0,5832</i>	<i>0,5090</i>	<i>0,6311</i>
1995	0,5881	0,5216	0,4927	0,5776	0,5247	0,6015
2000	<i>0,5865</i>	<i>0,5449</i>	<i>0,5140</i>	<i>0,5707</i>	<i>0,5443</i>	<i>0,5644</i>
Sexo masculino						
Ano	Casado, 60 a 69 anos	Casado, 70 a 79 anos	Casado, 80+ anos	Solteiro, 60 a 69 anos	Solteiro, 70 a 79 anos	Solteiro, 80+ anos
1991	<i>0,6776</i>	<i>0,6178</i>	<i>0,4969</i>	<i>0,4063</i>	<i>0,4860</i>	<i>0,6703</i>
1995	0,6683	0,6143	0,5125	0,3877	0,5057	0,6238
2000	<i>0,6566</i>	<i>0,6100</i>	<i>0,5320</i>	<i>0,3645</i>	<i>0,5303</i>	<i>0,5657</i>

Nota: os valores em *itálico* correspondem aos valores de referência calculados pelo programa ProFamy; enquanto que os valores em **negrito** foram obtidos por interpolação desses valores de referência. Para a projeção da população de Belo Horizonte, entre 2000 e 2050, as proporções do ano 2000 foram mantidas constantes.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000.

Tabela A 23: Número médio de outros parentes e não parentes, Belo Horizonte, 1991 e 2000

Ano	Número de membros da família							
	Um	Dois	Três	Quatro	Cinco	Seis	Sete	Oito ou mais
1991	<i>0,69000</i>	<i>0,27000</i>	<i>0,20000</i>	<i>0,19000</i>	<i>0,20000</i>	<i>0,22000</i>	<i>0,24000</i>	<i>0,27000</i>
1995	0,61000	0,23889	0,17778	0,16333	0,18222	0,21111	0,24000	0,29667
2000	<i>0,51000</i>	<i>0,20000</i>	<i>0,15000</i>	<i>0,13000</i>	<i>0,16000</i>	<i>0,20000</i>	<i>0,24000</i>	<i>0,33000</i>

Nota: os valores em *itálico* correspondem aos valores de referência calculados pelo programa ProFamy; enquanto que os valores em **negrito** foram obtidos por interpolação desses valores de referência. Para a projeção da população de Belo Horizonte, entre 2000 e 2050, os números médios calculados para o ano 2000 foram mantidos constantes.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000.

Tabela A 24: Razão de sexo ao nascer, por ano, Belo Horizonte, 1991 a 2050

Ano											
1991	2000	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
105,4	105,4	105,4	105,4	105,4	105,4	105,4	105,4	105,4	105,4	105,4	105,4

Nota: para 1991, o valor calculado corresponde a 138, que por não ser um valor razoável, foi substituído pelo valor calculado para 2000, que, por sua vez, foi mantido constante até 2050.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 25: Número líquido de migrantes, Belo Horizonte, 1991 a 2005

Ano	Feminino	Masculino
1991	-8.796	-12.158
1995	-9.426	-12.182
2000	-10.213	-12.213
2005	-10.140	-11.963

Nota: os valores em negrito foram obtidos por interpolação. Para o ano de 2005, o número líquido foi obtido, aplicando a taxa líquida de migração calculada para o ano 2000 (-0,86, para o sexo feminino; -1,14, para o sexo masculino) à população projetada fechada para 2005. Para a projeção da população de Belo Horizonte, entre 2000 e 2050, o saldo migratório foi considerado nulo para os quinquênios posteriores a 2005.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 26: População observada, por idade simples e sexo, Belo Horizonte, 1991 e 2000

(continua)

Idade (anos)	Feminina - 1991	Masculina - 1991	Feminina - 2000	Masculina - 2000
0	18.014	19.527	17.365	17.755
1	17.671	18.705	17.815	18.786
2	19.336	19.742	17.641	17.988
3	19.335	19.603	17.155	18.562
4	19.721	19.433	17.832	17.449
5	19.242	19.370	18.601	18.437
6	18.854	18.937	17.059	17.912
7	19.880	19.759	17.331	16.895
8	21.139	21.267	16.918	17.429
9	21.248	22.409	16.836	17.708
10	21.871	22.445	17.952	18.787
11	21.432	22.540	18.515	19.199
12	21.211	20.374	18.958	19.973
13	21.104	20.235	20.032	18.546
14	20.114	19.945	19.132	18.955
15	19.166	18.905	19.283	19.023
16	19.006	18.018	21.343	20.244
17	20.354	17.905	22.936	22.795
18	21.507	19.210	24.109	22.702
19	21.020	19.137	25.645	23.842
20	21.745	19.997	25.868	24.060
21	20.324	20.042	24.344	23.434
22	20.814	18.487	24.341	23.308
23	20.730	18.889	23.281	21.045
24	20.895	19.535	22.072	20.190
25	21.739	18.628	21.785	20.279
26	21.259	19.268	20.154	19.290
27	20.829	19.963	20.549	18.507
28	21.203	18.150	19.992	18.719
29	20.268	17.494	20.499	18.228
30	19.802	17.897	18.873	18.559
31	18.680	17.037	18.746	17.096
32	18.836	16.561	19.422	17.461
33	17.871	17.171	19.925	17.353
34	18.335	15.356	19.681	16.694
35	17.230	15.323	20.106	17.845
36	16.521	14.355	20.303	16.937
37	15.848	13.906	18.933	17.190
38	15.132	12.234	18.360	16.629
39	14.247	12.047	18.189	15.486
40	14.112	12.067	18.766	16.345
41	13.159	11.230	17.403	15.107
42	12.739	11.408	17.436	14.921
43	12.390	10.343	16.160	14.060
44	11.536	9.869	16.418	13.304
45	11.366	9.270	15.246	13.352
46	10.378	8.712	15.284	12.188
47	9.834	7.600	14.042	11.027
48	9.979	8.066	13.682	11.572

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 26: População observada, por idade simples e sexo, Belo Horizonte, 1991 e 2000

					(fim)
Idade (anos)	Feminina - 1991	Masculina - 1991	Feminina - 2000	Masculina - 2000	
49	9.429	7.793	13.287	10.850	
50	8.564	7.488	12.731	10.429	
51	8.428	7.607	11.595	9.229	
52	8.747	7.045	12.302	10.071	
53	7.892	6.544	10.971	8.829	
54	7.282	6.155	10.146	8.084	
55	7.799	6.085	9.854	8.141	
56	7.558	6.203	9.382	7.322	
57	6.982	5.526	8.069	7.405	
58	6.381	5.101	8.574	6.733	
59	6.715	4.969	8.005	6.456	
60	7.207	4.875	8.583	6.346	
61	6.483	4.784	7.506	5.590	
62	5.682	3.742	7.265	5.574	
63	5.743	4.443	6.688	5.379	
64	5.534	3.933	7.258	5.281	
65	5.051	3.533	6.915	4.736	
66	4.362	3.321	6.163	4.517	
67	4.176	2.608	5.748	4.163	
68	3.961	2.542	5.518	3.847	
69	3.654	2.413	5.311	3.814	
70	3.407	1.962	5.606	3.542	
71	3.344	2.287	5.020	3.117	
72	3.059	1.855	5.021	2.912	
73	2.603	1.917	4.600	2.911	
74	2.930	1.518	3.983	2.617	
75	2.753	1.678	3.858	2.115	
76	2.324	1.451	3.462	1.552	
77	2.292	1.321	2.960	1.832	
78	2.305	1.254	2.641	1.741	
79	1.743	956	2.583	1.500	
80	1.654	901	2.303	1.152	
81	1.479	572	1.761	950	
82	1.043	563	2.061	959	
83	1.142	462	1.731	843	
84	998	374	1.389	794	
85	761	612	1.308	573	
86	796	339	1.275	442	
87	586	204	1.067	370	
88	329	166	1.072	272	
89	430	182	843	285	
90	362	87	664	181	
91	290	122	342	144	
92	90	116	289	76	
93	129	55	244	95	
94	101	78	260	141	
95	59	0	182	46	
96	53	16	81	10	
97	36	16	143	55	
98	39	0	46	18	
99	26	20	25	7	
100+	171	9	255	43	
Total	1.063.990	956.174	1.181.264	1.057.264	

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 27: População que vive em instituição (domicílio coletivo), por grupo etário e sexo, Belo Horizonte, 1991 e 2000

Grupo etário (anos)	Feminina - 1991	Masculina - 1991	Feminina - 2000	Masculina - 2000
0 a 4	28	62	74	9
5 a 9	165	104	45	23
10 a 14	175	233	72	105
15 a 19	209	479	130	244
20 a 24	225	620	251	491
25 a 29	418	810	126	347
30 a 34	236	366	107	250
35 a 39	197	153	176	219
40 a 44	64	235	156	132
45 a 49	94	110	169	128
50 a 54	142	136	94	93
55 a 59	210	81	194	79
60 a 64	259	54	209	62
65 a 69	170	149	233	155
70 a 74	342	44	194	182
75 a 79	280	55	309	45
80 a 84	225	77	302	99
85 a 89	138	10	189	39
90 a 94	34	8	77	38
95 a 99	8	13	43	0
100+	0	0	0	0
Total	3.619	3.799	3.150	2.740

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 28: Número de domicílios individuais e coletivos em Belo Horizonte, por tamanho, em 1991 e 2000

Tamanho do Domicílio	1991	2000
Um	45.887	74.467
Dois	79.919	117.982
Três	95.564	139.584
Quatro	109.721	146.266
Cinco	85.102	88.625
Seis	46.073	37.582
Sete	22.980	16.898
Oito	11.837	7.454
Nove ou mais	13.002	7.657
Total	510.086	636.515

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 29: Fatores multiplicativos para ajuste das taxas de transição conjugal da situação conjugal de solteira para casada e da situação conjugal casada para separada, Belo Horizonte, 1991 a 2000

Grupo etário (anos)	Fator para taxa de transição de solteira para casada		Fator para taxa de transição de casada para separada	
	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino
15 a 24	0,30	0,30	1,80	1,00
25 a 29	0,80	0,60	1,80	1,00
30 a 34	0,85	0,60	1,80	1,00
35 a 39	1,00	0,60	1,80	1,00
40 a 44	1,20	0,50	1,90	1,95
45 a 49	1,40	0,50	1,90	1,95
50 a 54	1,80	0,50	1,60	1,95
55 a 59	1,80	0,50	1,60	1,00
60 a 64	1,80	0,50	1,00	1,00
65 a 69	1,80	0,60	1,00	1,00
70+	1,80	1,00	1,00	1,00

Nota: os fatores foram obtidos de forma a aproximar as distribuições percentuais das situações conjugais projetadas com as observadas, para Belo Horizonte, em 2000.

Tabela A 30: Taxa líquida de migração, por grupo etário quinquenal, Belo Horizonte, 1986 a 1991 e 1995 a 2000

Grupo Etário (anos)	1986 a 1991		1995 a 2000	
	Feminino	Masculino	Feminino	Masculino
0 a 4	-0,0355	-0,0355	-0,0392	-0,0392
5 a 9	-0,0880	-0,1059	-0,0971	-0,0939
10 a 14	-0,0640	-0,0638	-0,0614	-0,0663
15 a 19	0,0376	0,0016	0,0108	-0,0124
20 a 24	0,0180	0,0092	0,0104	-0,0013
25 a 29	-0,0704	-0,0688	-0,0679	-0,0721
30 a 34	-0,0853	-0,1052	-0,0841	-0,0956
35 a 39	-0,0677	-0,1009	-0,0673	-0,0923
40 a 44	-0,0478	-0,0703	-0,0469	-0,0675
45 a 49	-0,0368	-0,0442	-0,0284	-0,0554
50 a 54	-0,0190	-0,0444	-0,0301	-0,0516
55 a 59	-0,0258	-0,0396	-0,0327	-0,0379
60 a 64	-0,0277	-0,0469	-0,0330	-0,0498
65 a 69	-0,0260	-0,0486	-0,0266	-0,0462
70 a 74	-0,0268	-0,0343	-0,0174	-0,0276
75 a 79	-0,0136	-0,0130	-0,0147	-0,0206
80 a 84	-0,0157	-0,0215	-0,0149	0,0105
85 a 89	0,0014	0,0614	-0,0126	-0,0182
90 a 94	-0,0192	-0,0358	-0,0380	0,0127
95 a 99	-0,1377	0,1556	-0,0738	0,0543
100+	-0,0339	-0,4000	0,0119	0,0000

Fonte dos dados: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 31: Distribuição percentual da população feminina, projetada e observada, por situação conjugal, Belo Horizonte, 2000

Grupo etário (anos)	Solteira		Casada		Separada		Viúva	
	Projetada	Observada	Projetada	Observada	Projetada	Observada	Projetada	Observada
10 a 14	100,00	99,72	0,00	0,20	0,00	0,07	0,00	0,01
15 a 19	91,67	90,47	7,87	7,81	0,44	1,69	0,02	0,03
20 a 24	64,85	66,54	30,70	28,06	4,19	5,29	0,26	0,12
25 a 29	39,10	40,75	49,99	49,53	9,74	9,45	1,17	0,28
30 a 34	26,12	25,17	58,44	61,43	12,98	12,58	2,46	0,82
35 a 39	19,55	18,49	61,46	64,91	15,05	15,10	3,94	1,49
40 a 44	15,54	14,72	61,49	62,96	17,30	19,03	5,67	3,30
45 a 49	14,02	12,85	59,49	61,18	18,00	20,01	8,49	5,97
50 a 54	15,45	12,69	53,66	58,18	18,44	19,51	12,45	9,62
55 a 59	16,05	11,43	48,69	53,85	17,36	17,34	17,90	17,38
60 a 64	14,38	12,00	44,72	46,87	14,96	15,77	25,95	25,36
65 a 69	15,56	13,00	35,85	38,09	12,73	13,18	35,86	35,73
70 a 74	14,56	12,60	28,31	32,16	8,75	7,65	48,39	47,59
75 a 79	15,49	15,14	19,31	20,88	7,45	6,75	57,76	57,24
80 a 84	17,62	14,05	11,19	13,06	7,30	5,22	63,89	67,67
85 a 89	15,65	10,40	5,76	7,26	8,35	3,94	70,25	78,40
90 a 94	16,75	11,83	3,51	1,61	10,25	2,94	69,49	83,62
95 a 99	18,07	16,39	0,78	3,78	15,67	8,19	65,48	71,64
100+	20,09	20,31	10,53	68,36	22,48	0,00	46,90	11,33

Nota: a situação conjugal foi definida em função do estado civil e do convívio com o cônjuge ou companheiro, para a população feminina de Belo Horizonte, em 2000.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 32: Distribuição percentual da população masculina, projetada e observada, por situação conjugal, Belo Horizonte, 2000

Grupo etário (anos)	Solteiro		Casado		Separado		Viúvo	
	Projetada	Observada	Projetada	Observada	Projetada	Observada	Projetada	Observada
10 a 14	100,00	99,82	0,00	0,10	0,00	0,06	0,00	0,02
15 a 19	97,23	97,76	2,53	1,76	0,24	0,47	0,00	0,01
20 a 24	84,16	79,96	13,60	16,55	2,21	3,48	0,03	0,01
25 a 29	53,42	50,26	40,29	42,43	6,11	7,22	0,17	0,08
30 a 34	28,97	28,81	61,86	61,86	8,84	9,23	0,34	0,11
35 a 39	17,10	17,62	73,34	72,32	8,91	9,79	0,65	0,27
40 a 44	10,63	11,78	79,39	77,19	8,80	10,54	1,17	0,49
45 a 49	7,89	8,09	81,31	81,13	8,97	10,05	1,83	0,73
50 a 54	6,43	6,75	84,04	80,98	7,05	10,82	2,48	1,45
55 a 59	5,59	5,41	83,82	83,65	6,70	8,44	3,89	2,49
60 a 64	4,72	4,64	82,29	82,94	7,45	8,25	5,54	4,17
65 a 69	5,18	4,53	80,98	81,14	5,61	6,76	8,24	7,58
70 a 74	5,01	3,64	77,25	79,69	3,91	6,07	13,83	10,60
75 a 79	7,04	2,47	69,28	78,71	3,61	4,72	20,08	14,09
80 a 84	6,77	4,73	60,97	64,82	4,58	5,73	27,68	24,72
85 a 89	8,50	4,59	45,72	58,73	5,90	7,21	39,88	29,47
90 a 94	12,81	6,30	28,77	45,51	11,26	1,42	47,15	46,77
95 a 99	16,68	0,00	14,96	19,40	16,32	8,21	52,04	72,39
100+	20,26	0,00	14,28	44,19	22,29	27,91	43,17	27,91

Nota: a situação conjugal foi definida em função do estado civil e do convívio com o cônjuge ou companheira, para a população masculina de Belo Horizonte, em 2000.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 1991 e 2000, IBGE.

Tabela A 33: Porcentagem de pessoas do sexo feminino, por grupo etário quinquenal e situação conjugal, Belo Horizonte, 2000 e 2050

Grupo etário (anos)	Solteira		Casada		Viúva		Separada	
	2000	2050	2000	2050	2000	2050	2000	2050
0 a 4	3,92	1,85	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
5 a 9	3,88	1,97	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10 a 14	4,23	2,13	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
15 a 19	4,38	2,05	0,45	0,18	0,08	0,00	0,15	0,01
20 a 24	3,45	1,33	1,48	0,91	0,09	0,00	0,34	0,12
25 a 29	1,85	0,75	2,20	1,45	0,09	0,01	0,46	0,26
30 a 34	1,09	0,50	2,57	1,75	0,10	0,03	0,55	0,37
35 a 39	0,81	0,39	2,69	1,96	0,12	0,05	0,66	0,48
40 a 44	0,60	0,35	2,36	2,08	0,16	0,08	0,73	0,60
45 a 49	0,44	0,34	1,90	2,06	0,22	0,13	0,63	0,69
50 a 54	0,34	0,34	1,48	1,88	0,26	0,19	0,50	0,73
55 a 59	0,24	0,39	1,03	1,75	0,35	0,27	0,35	0,76
60 a 64	0,22	0,53	0,75	1,89	0,42	0,45	0,28	0,93
65 a 69	0,19	0,65	0,48	1,97	0,47	0,74	0,19	1,04
70 a 74	0,15	0,63	0,34	1,61	0,50	0,93	0,10	0,87
75 a 79	0,12	0,46	0,14	0,97	0,37	0,92	0,06	0,63
80 a 84	0,07	0,34	0,06	0,55	0,24	0,97	0,04	0,52
85 a 89	0,04	0,27	0,03	0,27	0,15	0,96	0,03	0,42
90 a 94	0,02	0,16	0,01	0,08	0,04	0,68	0,01	0,27
95 a 99	0,00	0,07	0,01	0,01	0,01	0,33	0,00	0,11
100 +	0,00	0,03	0,00	0,00	0,00	0,17	0,00	0,05
Total	26,04	15,54	17,99	21,36	3,67	6,90	5,07	8,85

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

**Tabela A 34: Porcentagem de pessoas do sexo masculino, por grupo etário
quinquenal e situação conjugal, Belo Horizonte, 2000 e 2050**

Grupo etário (anos)	Solteiro		Casado		Viúvo		Separado	
	2000	2050	2000	2050	2000	2050	2000	2050
0 a 4	4,04	1,95	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
5 a 9	3,95	2,07	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
10 a 14	4,26	2,24	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
15 a 19	4,63	2,11	0,14	0,22	0,03	0,00	0,05	0,03
20 a 24	3,93	1,67	0,86	0,62	0,03	0,00	0,19	0,18
25 a 29	2,07	1,37	1,83	0,90	0,03	0,00	0,31	0,30
30 a 34	1,08	1,23	2,43	1,15	0,03	0,00	0,35	0,34
35 a 39	0,64	1,18	2,71	1,40	0,03	0,00	0,37	0,37
40 a 44	0,39	1,14	2,54	1,63	0,03	0,01	0,34	0,39
45 a 49	0,21	1,04	2,13	1,81	0,04	0,02	0,26	0,42
50 a 54	0,15	0,87	1,67	1,86	0,04	0,03	0,22	0,36
55 a 59	0,10	0,74	1,31	1,81	0,05	0,04	0,15	0,34
60 a 64	0,07	0,73	1,02	2,07	0,06	0,07	0,12	0,40
65 a 69	0,06	0,71	0,73	2,33	0,07	0,14	0,08	0,41
70 a 74	0,04	0,49	0,50	2,13	0,08	0,20	0,06	0,33
75 a 79	0,03	0,26	0,27	1,46	0,05	0,22	0,04	0,20
80 a 84	0,02	0,15	0,11	1,00	0,05	0,25	0,03	0,12
85 a 89	0,01	0,08	0,04	0,62	0,02	0,27	0,02	0,08
90 a 94	0,01	0,04	0,01	0,28	0,01	0,22	0,01	0,04
95 a 99	0,00	0,01	0,00	0,06	0,00	0,08	0,00	0,01
100+	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,04	0,00	0,00
Total	25,70	20,07	18,30	21,36	0,64	1,60	2,59	4,32

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Tabela A 35: Frequência de domicílios que possuem automóveis, por grupo etário e sexo do responsável pelo domicílio e número de automóveis por domicílio, Belo Horizonte, 1º. de setembro de 2000

Grupo etário do responsável pelo domicílio (anos)	Um automóvel			Dois automóveis			Três automóveis		
	Sexo		Ambos os sexos	Sexo		Ambos os sexos	Sexo		Ambos os sexos
	Fem	Masc		Fem	Masc		Fem	Masc	
10 a 14⁽¹⁾	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
15 a 19	0,08	0,11	0,09	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00
20 a 24	0,15	0,18	0,17	0,02	0,02	0,02	0,00	0,00	0,00
25 a 29	0,22	0,30	0,28	0,04	0,05	0,04	0,00	0,00	0,00
30 a 34	0,23	0,37	0,34	0,04	0,08	0,07	0,00	0,01	0,01
35 a 39	0,24	0,40	0,35	0,03	0,12	0,09	0,00	0,01	0,01
40 a 44	0,24	0,41	0,36	0,05	0,13	0,11	0,01	0,02	0,01
45 a 49	0,25	0,40	0,35	0,05	0,17	0,13	0,02	0,04	0,03
50 a 54	0,25	0,38	0,34	0,08	0,18	0,15	0,02	0,07	0,05
55 a 59	0,26	0,34	0,31	0,08	0,18	0,14	0,02	0,10	0,07
60 a 64	0,24	0,35	0,30	0,05	0,16	0,12	0,01	0,09	0,06
65 a 69	0,21	0,34	0,28	0,06	0,16	0,11	0,01	0,07	0,04
70 a 74	0,20	0,35	0,27	0,05	0,13	0,09	0,01	0,04	0,02
75 a 79	0,18	0,34	0,25	0,04	0,10	0,07	0,01	0,04	0,02
80+	0,15	0,29	0,21	0,03	0,07	0,05	0,01	0,02	0,01
Geral	0,23	0,36	0,32	0,05	0,12	0,10	0,01	0,03	0,03

1) Para o grupo etário de 10 a 14 anos, existem 21 domicílios, 10 deles com chefe do sexo feminino, que foram adicionados ao grupo etário de 15 a 19 anos, por corresponder a apenas 21 domicílios dentre os 82 domicílios desse grupo etário.

Nota: Fem e Masc representam o sexo feminino e masculino, respectivamente. As proporções foram obtidas em função do número de domicílios que possuem automóveis, por grupo etário, em relação ao total de domicílios, por sexo e grupo etário.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Tabela A 36: Proporção de domicílios que possuem um automóvel, por sexo e grupo etário da pessoa de referência do domicílio e do tamanho do domicílio, Belo Horizonte, 1º. de setembro de 2000

Grupo etário da pessoa de referência (anos)	Pessoa de referência do sexo feminino						Pessoa de referência do sexo masculino					
	Tamanho do domicílio						Tamanho do domicílio					
	1	2	3	4	5 ou mais	Geral	1	2	3	4	5 ou mais	Geral
10 a 14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
15 a 19	0,11	0,17	0,11	0,09	0,07	0,13	0,17	0,27	0,00	0,00	0,00	0,17
20 a 24	0,16	0,28	0,26	0,19	0,12	0,23	0,23	0,29	0,38	0,00	0,00	0,24
25 a 29	0,27	0,39	0,36	0,31	0,22	0,33	0,27	0,26	0,33	0,00	0,00	0,27
30 a 34	0,31	0,37	0,39	0,38	0,25	0,35	0,38	0,36	0,44	0,55	0,00	0,38
35 a 39	0,33	0,33	0,36	0,41	0,32	0,36	0,39	0,33	0,40	0,18	0,16	0,38
40 a 44	0,30	0,29	0,34	0,40	0,32	0,34	0,38	0,34	0,36	0,28	0,19	0,37
45 a 49	0,30	0,31	0,33	0,36	0,32	0,33	0,41	0,46	0,32	0,34	0,13	0,39
50 a 54	0,29	0,29	0,34	0,32	0,28	0,31	0,34	0,29	0,33	0,29	0,21	0,32
55 a 59	0,21	0,36	0,33	0,34	0,28	0,31	0,36	0,36	0,30	0,42	0,16	0,35
60 a 64	0,18	0,34	0,35	0,32	0,26	0,30	0,35	0,30	0,30	0,26	0,28	0,32
65 a 69	0,13	0,35	0,30	0,31	0,25	0,27	0,29	0,39	0,44	0,24	0,20	0,31
70 a 74	0,13	0,30	0,31	0,28	0,28	0,26	0,25	0,30	0,31	0,42	0,17	0,27
75 a 79	0,08	0,30	0,30	0,25	0,25	0,22	0,15	0,24	0,37	0,30	0,38	0,27
80+	0,06	0,21	0,28	0,34	0,32	0,18	0,11	0,35	0,46	0,11	0,18	0,21
Geral	0,21	0,33	0,33	0,36	0,29	0,31	0,33	0,34	0,35	0,30	0,20	0,33

Nota: As proporções foram obtidas em função do número de domicílios que possuem um automóvel, por sexo e grupo etário, em relação ao total de domicílios, por sexo e grupo etário.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Tabela A 37: Proporção de domicílios que possuem dois automóveis, por sexo e grupo etário da pessoa de referência do domicílio e do tamanho do domicílio, Belo Horizonte, 1º. de setembro de 2000

Grupo etário da pessoa de referência (anos)	Pessoa de referência do sexo feminino						Pessoa de referência do sexo masculino					
	Tamanho do domicílio						Tamanho do domicílio					
	1	2	3	4	5 ou mais	Geral	1	2	3	4	5 ou mais	Geral
10 a 14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
15 a 19	0,00	0,02	0,01	0,00	0,08	0,02	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03
20 a 24	0,04	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03	0,04	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03
25 a 29	0,05	0,11	0,06	0,06	0,03	0,07	0,07	0,07	0,00	0,00	0,00	0,07
30 a 34	0,03	0,15	0,11	0,11	0,04	0,10	0,08	0,07	0,07	0,00	0,53	0,08
35 a 39	0,03	0,10	0,12	0,14	0,07	0,11	0,06	0,07	0,04	0,00	0,00	0,05
40 a 44	0,03	0,09	0,10	0,17	0,12	0,12	0,04	0,08	0,07	0,25	0,00	0,05
45 a 49	0,02	0,06	0,11	0,19	0,15	0,13	0,07	0,08	0,07	0,00	0,21	0,07
50 a 54	0,02	0,10	0,14	0,19	0,17	0,15	0,06	0,17	0,16	0,25	0,00	0,10
55 a 59	0,02	0,10	0,18	0,17	0,12	0,13	0,08	0,17	0,17	0,15	0,18	0,12
60 a 64	0,02	0,09	0,17	0,14	0,13	0,11	0,06	0,10	0,14	0,11	0,08	0,08
65 a 69	0,02	0,09	0,14	0,14	0,09	0,09	0,02	0,14	0,23	0,31	0,13	0,10
70 a 74	0,01	0,06	0,12	0,11	0,07	0,07	0,04	0,12	0,06	0,12	0,22	0,09
75 a 79	0,01	0,02	0,08	0,14	0,11	0,05	0,05	0,13	0,26	0,14	0,16	0,14
80+	0,01	0,02	0,07	0,10	0,08	0,04	0,03	0,10	0,16	0,09	0,00	0,06
Geral	0,02	0,08	0,10	0,14	0,10	0,10	0,06	0,10	0,13	0,14	0,12	0,07

Nota: As proporções foram obtidas em função do número de domicílios que possuem dois automóveis, por sexo e grupo etário, em relação ao total de domicílios, por sexo e grupo etário.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Tabela A 38: Proporção de domicílios que possuem três ou mais automóveis, por sexo e grupo etário da pessoa de referência do domicílio e do tamanho do domicílio, Belo Horizonte, 1º. de setembro de 2000

Grupo etário da pessoa de referência (anos)	Pessoa de referência do sexo feminino						Pessoa de referência do sexo masculino						
	Tamanho do domicílio						Tamanho do domicílio						
	1	2	3	4	5 ou mais	Geral	1	2	3	4	5 ou mais	Geral	
10 a 14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
15 a 19	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
20 a 24	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
25 a 29	0,00	0,01	0,00	0,00	0,01	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
30 a 34	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
35 a 39	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,04	0,00	0,00	0,00	0,01
40 a 44	0,00	0,01	0,02	0,03	0,03	0,02	0,01	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01
45 a 49	0,01	0,00	0,02	0,06	0,08	0,05	0,02	0,03	0,02	0,11	0,04	0,02	0,02
50 a 54	0,00	0,00	0,05	0,11	0,10	0,07	0,00	0,02	0,02	0,12	0,00	0,01	0,01
55 a 59	0,00	0,01	0,05	0,11	0,10	0,07	0,02	0,04	0,12	0,13	0,11	0,05	0,05
60 a 64	0,00	0,01	0,05	0,06	0,06	0,04	0,01	0,05	0,09	0,08	0,04	0,04	0,04
65 a 69	0,00	0,01	0,05	0,05	0,05	0,03	0,01	0,03	0,03	0,04	0,17	0,03	0,03
70 a 74	0,00	0,01	0,02	0,04	0,02	0,02	0,02	0,02	0,12	0,18	0,00	0,04	0,04
75 a 79	0,00	0,00	0,02	0,02	0,06	0,01	0,00	0,00	0,00	0,10	0,10	0,02	0,02
80+	0,00	0,00	0,00	0,02	0,07	0,01	0,02	0,00	0,05	0,15	0,07	0,03	0,03
Geral	0,00	0,01	0,02	0,04	0,05	0,03	0,01	0,02	0,04	0,09	0,06	0,02	0,02

Nota: As proporções foram obtidas em função do número de domicílios que possuem três ou mais automóveis, por sexo e grupo etário, em relação ao total de domicílios, por sexo e grupo etário.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Tabela A 39: Frequência de domicílios que possuem um automóvel, por grupo etário da pessoa de referência do domicílio e tamanho do domicílio, Belo Horizonte, 1º. de setembro de 2000

Grupo etário da pessoa de referência (anos)	Tamanho do domicílio					Geral
	1	2	3	4	5 ou mais	
10 a 14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
15 a 19	0,14	0,18	0,11	0,09	0,07	0,13
20 a 24	0,20	0,28	0,26	0,19	0,12	0,23
25 a 29	0,27	0,38	0,36	0,31	0,22	0,32
30 a 34	0,35	0,37	0,39	0,38	0,25	0,35
35 a 39	0,36	0,33	0,36	0,41	0,32	0,36
40 a 44	0,35	0,29	0,34	0,39	0,32	0,34
45 a 49	0,35	0,32	0,33	0,36	0,32	0,34
50 a 54	0,31	0,29	0,34	0,32	0,28	0,31
55 a 59	0,26	0,36	0,33	0,34	0,28	0,32
60 a 64	0,23	0,34	0,35	0,31	0,26	0,30
65 a 69	0,17	0,35	0,31	0,30	0,25	0,28
70 a 74	0,16	0,30	0,31	0,28	0,27	0,26
75 a 79	0,09	0,29	0,31	0,25	0,27	0,23
80+	0,07	0,23	0,30	0,30	0,30	0,18
Geral	0,26	0,33	0,33	0,36	0,29	0,32

Nota: As frequências foram obtidas em função do número de domicílios que possuem um automóvel, por grupo etário, em relação ao total de domicílios, por grupo etário.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Tabela A 40: Frequência de domicílios que possuem dois automóveis, por grupo etário da pessoa de referência do domicílio e tamanho do domicílio, Belo Horizonte, 1º. de setembro de 2000

Grupo etário da pessoa de referência (anos)	Tamanho do domicílio					Geral
	1	2	3	4	5 ou mais	
10 a 14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
15 a 19	0,01	0,02	0,01	0,00	0,08	0,02
20 a 24	0,04	0,03	0,02	0,03	0,02	0,03
25 a 29	0,06	0,11	0,06	0,06	0,03	0,07
30 a 34	0,06	0,14	0,11	0,11	0,04	0,09
35 a 39	0,04	0,10	0,12	0,14	0,07	0,10
40 a 44	0,03	0,09	0,10	0,17	0,11	0,12
45 a 49	0,04	0,06	0,11	0,19	0,15	0,13
50 a 54	0,04	0,10	0,14	0,20	0,17	0,14
55 a 59	0,04	0,11	0,18	0,17	0,12	0,13
60 a 64	0,03	0,09	0,16	0,14	0,13	0,11
65 a 69	0,02	0,09	0,15	0,15	0,09	0,09
70 a 74	0,02	0,06	0,11	0,11	0,08	0,07
75 a 79	0,01	0,03	0,11	0,14	0,12	0,06
80+	0,02	0,03	0,08	0,10	0,06	0,04
Geral	0,04	0,09	0,10	0,14	0,10	0,10

Nota: As frequências foram obtidas em função do número de domicílios que possuem dois automóveis, por grupo etário, em relação ao total de domicílios, por grupo etário.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Tabela A 41: Frequência de domicílios que possuem três ou mais automóveis, por grupo etário da pessoa de referência do domicílio e tamanho do domicílio, Belo Horizonte, 1º. de setembro de 2000

Grupo etário da pessoa de referência (anos)	Tamanho do domicílio					Geral
	1	2	3	4	5 ou mais	
10 a 14	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
15 a 19	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
20 a 24	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
25 a 29	0,01	0,01	0,00	0,00	0,01	0,01
30 a 34	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
35 a 39	0,01	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01
40 a 44	0,01	0,01	0,02	0,03	0,03	0,02
45 a 49	0,01	0,01	0,02	0,06	0,07	0,05
50 a 54	0,00	0,01	0,05	0,11	0,10	0,07
55 a 59	0,01	0,02	0,06	0,11	0,10	0,06
60 a 64	0,00	0,01	0,05	0,06	0,06	0,04
65 a 69	0,00	0,01	0,05	0,05	0,06	0,03
70 a 74	0,01	0,01	0,02	0,05	0,02	0,02
75 a 79	0,00	0,00	0,02	0,02	0,06	0,01
80+	0,00	0,00	0,01	0,04	0,07	0,01
Geral	0,01	0,01	0,02	0,04	0,05	0,03

Nota: As frequências foram obtidas em função do número de domicílios que possuem três ou mais automóveis, por grupo etário, em relação ao total de domicílios, por grupo etário.

Fonte dos dados básicos: Censo Demográfico de 2000, IBGE.

Tabela A 42: Total de automóveis registrados pelo Departamento de Trânsito de Minas Gerais, por ano de fabricação e tipo de combustível, em Belo Horizonte, 2000

Ano de fabricação	Álcool	Gasolina	Diesel	Gás	Outros	Total
Até 1985	29.510	95.807	143	2	14	125.476
1986	11.389	2.204	11	0	1	13.605
1987	6.969	1.228	15	0	0	8.212
1988	9.783	2.279	16	1	0	12.079
1989	7.189	6.140	17	2	0	13.348
1990	1.131	12.493	23	0	0	13.647
1991	2.001	13.243	25	0	0	15.269
1992	2.061	12.367	36	1	0	14.465
1993	3.464	20.849	108	0	0	24.421
1994	1.694	28.764	85	0	0	30.543
1995	533	40.808	97	0	0	41.438
1996	45	36.711	58	0	0	36.814
1997	6	47.152	97	0	0	47.255
1998	8	36.034	167	1	1	36.211
1999	289	29.143	16	0	1	29.449
2000	152	37.806	15	0	3	37.976
Total	76.224	423.028	929	7	20	500.208

Nota: o total de automóveis não corresponde ao total de 508.731 automóveis utilizado anteriormente, pois a base de dados, por tipo de combustível e ano de fabricação, foi disponibilizada pelo DETRAN/MG em setembro de 2001, já tendo ocorrido, nesse período de janeiro a setembro, a exclusão de parte da frota de automóveis.

Fonte: MINAS GERAIS. Departamento de Trânsito. Informações sobre ano de fabricação dos automóveis registrados no município de Belo Horizonte, 2001. Base digital de dados disponibilizada para Fundação Estadual do Meio Ambiente, em 2001.

Tabela A 43: Total de automóveis registrados pelo Departamento de Trânsito de Minas Gerais, por ano de fabricação e tipo de combustível, em Belo Horizonte, 2007

Ano de fabricação	Álcool	Gasolina	Diesel	Gás	Outros	Total
Até 1985	20.471	76.244	141	2	10	96.868
1986	6.938	1.426	9	0	0	8.373
1987	4.214	794	14	0	1	5.023
1988	5.671	1.421	11	0	0	7.103
1989	4.132	3.626	19	0	1	7.778
1990	657	7.197	16	0	1	7.871
1991	1.207	7.624	19	0	0	8.850
1992	1.273	7.288	22	0	0	8.583
1993	2.021	12.205	60	0	0	14.286
1994	954	17.737	42	0	0	18.733
1995	296	25.546	59	0	0	25.901
1996	34	23.842	31	0	0	23.907
1997	3	30.998	41	0	0	31.042
1998	10	24.951	96	0	0	25.057
1999	232	19.598	4	0	0	19.834
2000	107	24.909	4	0	1	25.021
2001	131	30.369	1	0	0	30.501
2002	424	29.640	0	0	0	30.064
2003	1.169	28.366	0	1	0	29.536
2004	8.729	25.706	3	0	1	34.439
2005	26.306	15.730	0	0	0	42.036
2006	57.785	8.139	0	0	0	65.924
2007	95.956	5.500	0	0	0	101.456
Total	238.720	428.856	592	3	15	668.186

Nota: o total de automóveis é inferior ao total de 730.468 automóveis que foi disponibilizado pelo DETRAN/MG.

Fonte: MINAS GERAIS. Secretaria da Fazenda. Informações sobre ano de fabricação dos automóveis registrados no município de Belo Horizonte, 2007. Base digital de dados disponibilizada para Fundação Estadual do Meio Ambiente, em 2008.

Tabela A 44: Fator de emissão de poluentes por automóveis novos, por tipo de combustível e por ano de fabricação do automóvel, Brasil

Ano de fabricação	Gasolina				Álcool			
	CO (g/km)	HC (g/km)	NO _x (g/km)	RCHO (g/km)	CO (g/km)	HC (g/km)	NO _x (g/km)	R-CHO (g/km)
pré-1980	54,00	4,70	1,20	0,050	-	-	-	-
1980-1983	33,00	3,00	1,40	0,050	18,00	1,60	1,00	0,160
1984-1985	28,00	2,40	1,60	0,050	16,90	1,60	1,20	0,180
1986-1987	22,00	2,00	1,90	0,040	16,00	1,60	1,80	0,110
1988	18,50	1,70	1,80	0,040	13,30	1,70	1,40	0,110
1989	15,20	1,60	1,60	0,040	12,80	1,60	1,10	0,110
1990	13,30	1,40	1,40	0,040	10,80	1,30	1,20	0,110
1991	11,50	1,30	1,30	0,040	8,40	1,10	1,00	0,110
1992	6,20	0,60	0,60	0,013	3,60	0,60	0,50	0,035
1993	6,30	0,60	0,80	0,022	4,20	0,70	0,60	0,040
1994	6,00	0,60	0,70	0,036	4,60	0,70	0,70	0,042
1995	4,70	0,60	0,60	0,025	4,60	0,70	0,70	0,042
1996	3,80	0,40	0,50	0,019	3,90	0,60	0,70	0,040
1997	1,20	0,20	0,30	0,007	0,90	0,30	0,30	0,012
1998	0,79	0,14	0,23	0,004	0,67	0,19	0,24	0,014
1999	0,74	0,14	0,23	0,004	0,60	0,17	0,22	0,013
2000	0,73	0,13	0,21	0,004	0,63	0,18	0,21	0,014
2001	0,48	0,11	0,14	0,004	0,66	0,15	0,08	0,017
2002	0,43	0,11	0,12	0,004	0,74	0,16	0,08	0,017
2003	0,40	0,11	0,12	0,004	0,77	0,16	0,09	0,019
2004	0,35	0,11	0,09	0,004	0,82	0,17	0,08	0,016
2005	0,34	0,10	0,09	0,004	0,82	0,17	0,08	0,016

Nota: CO, HC, NO_x e R-CHO representa os poluentes monóxido de carbono, hidrocarbonetos, óxidos de nitrogênio e aldeídos. Para ano de fabricação igual a 2006 e 2007, deve-se utilizar os fatores apresentados para o ano de 2005.

Fonte: Brasil (2006).

Tabela A 45: Quilometragem anual percorrida pelos automóveis e fator de deterioração desses automóveis, quanto a emissão de monóxido de carbono e de hidrocarbonetos, em função da idade do automóvel, Belo Horizonte, 2005

Idade do automóvel (anos)	Fator de deterioração		Quilometragem anual
	Monóxido de carbono	Hidrocarboneto	
11 ou mais	1,26	1,45	9.464
10	1,26	1,45	9.647
9	1,24	1,41	10.765
8	1,21	1,37	12.433
7	1,18	1,34	14.022
6	1,15	1,29	15.061
5	1,12	1,24	15.984
4	1,10	1,19	16.999
3	1,06	1,14	18.315
2	1,04	1,10	19.255
1	1,01	1,03	20.331
0	1,00	1,00	21.026

Fonte: Dutra (2007).

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)